

Volker-Friedrich Hornung

Die durchschnittliche Anlageerfahrung
am Aktienmarkt der Bundesrepublik Deutschland
von 1954 bis 1967

- Ein statistischer Überblick -

1969

1970



Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41555427_0004

DIE DURCHSCHNITTliche ANLAGEERFAHRUNG AM AKTIENMARKT
DER BUNDESREPUBLIK DEUTSCHLAND VON 1954 BIS 1967
- EIN STATISTISCHER ÜBERBLICK -

Inaugural - Dissertation
zur Erlangung des akademischen Grades
eines Doktors der Wirtschaftswissenschaft
durch die
Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät
der Westfälischen Wilhelms-Universität
zu Münster

vorgelegt von
Volker-Friedrich Hornung
aus Giengen a. Brenz

1969



Erster Berichterstatter: Prof. Dr. Josef BLEYMÜLLER

Zweiter Berichterstatter: Prof. Dr. Ludwig MÜLHAUPT

Dekan: Prof. Dr. Hellmuth St. SEIDENFUS

Tag der mündlichen Prüfung: 9. Juli 1969

INHALTSVERZEICHNIS

=====

	Seite
1. EINFÜHRUNG	1
2. ZUR KONSTRUKTION EINES MASSTABES FÜR DIE ANLAGE - ERFAHRUNG	5
2.1 Der Kassakurs an der Börse als Bewertungs- grundlage für eine Aktie	5
2.2 Der Charakter der in die Untersuchung einbe- zogenen Daten	11
2.3 Die Auswahl der einzelnen Aktiengesellschaft- ten	14
2.4 Der Zeitraum der Untersuchung	22
3. NOTWENDIGE KORREKTUREN DER KURSMESZAHLEN VON . . . AKTIEN	24
3.1 Die Korrekturen der Kursmeßzahlen wegen Kapi- talerhöhungen	24
3.2 Die Problematik der ausgeschütteten Bardivi- dende	30
3.3 Die Bedeutung der Stückelung von Wertpapieren . für die Untersuchung	37
4. ZUR WAHL EINES ADÄQUATEN INDEXMODELLS	39
4.1 Die Auswirkung der verschiedenen Investment- strategien auf die Art der mathematischen . . . Formel	39
4.2 Die Modellvorstellung des Index der durch- . . schnittlichen Anlageerfahrung	55
4.3 Der Einfluß des Gewichtungsschemas und der Ver- kettungsmethode auf die Indexergebnisse	64
4.4 Der langfristige Ertrag eines Portefeuilles . . .	72
5. DIE ERGEBNISSE DER UNTERSUCHUNG IM MODELLJAHR . . .	
1967	75
5.1 Die technische Durchführung der Berechnungen .	75
5.2 Die Entwicklung des Wertindex in Abhängigkeit . von der Anzahl der Gesellschaften im Porte- . . feuille	76

5.3 Die Entwicklung des Index der Fixinvestition in Abhängigkeit von der Anzahl der Gesellschaften im Portefeuille	79
5.4 Die Auswirkung der Bardividendenausschüttungen auf die Portefeuilleerträge . . .	83
5.5 Der Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung	85
5.6 Der zentrale Grenzwertsatz als die theoretische Voraussetzung für die Anwendbarkeit des Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung	88
6. DIE ERGEBNISSE DER UNTERSUCHUNG VON 1954 BIS 1967.	94
6.1 Eine optimale Portefeuillegröße bei der Berechnung eines Aktienindex nach der . . . Konzeption der aggregierten Börsenkapitalisationen.	94
6.2 Der Index der Fixinvestition, der durchschnittlichen Anlageerfahrung und die Indizes nach LASPEYRES und PAASCHE	97
6.3 Die Möglichkeit der pauschalen Berücksichtigung der ausgeschütteten Bardividenden	106
6.4 Die parallele Entwicklung der Wertveränderungen einzelner Wertpapiere.	108
7. DER INDEX DER DURCHSCHNITTlichen ANLAGEERFAHRUNG ALS LEISTUNGSMAßSTAB FÜR VERWALTETE INVESTMENTFONDS	121
7.1 Erträge und Rangordnung der Investmentleistung deutscher Investmentfonds . . .	121
7.2 Möglichkeiten und Grenzen der Vergleichbarkeit von Aktienkursindizes mit der Entwicklung der Ausgabepreise von Investmentfonds.	124
LITERATURHINWEISE	138

1. Kapitel

EINFÜHRUNG

=====

Die Wahl einer sicheren und gewinnbringenden Geldanlage wird für eine zunehmende Anzahl von Bundesbürgern zu einem immer schwierigeren Unterfangen.

Auf der einen Seite drängen - bei hohen Durchschnittseinkommen und steigender Sparquote - immer mehr anlagesuchende finanzielle Mittel auf den Markt. So lag beispielsweise die Ersparnis der privaten Haushalte in der Bundesrepublik in jedem Jahr von 1965 bis 1967 bei 34 bis 35 Milliarden DM; von 1960 bis 1967 wurden aus dem laufenden Einkommen 210 Milliarden DM gespart.¹⁾ Die Sparquote erreichte im zweiten Halbjahr 1968 die bisher kaum für möglich gehaltene Höhe von fast 13 v.H.²⁾

Auf der anderen Seite wird das Angebot an verschiedenen Anlageformen immer differenzierter und ist auch für den Fachmann nur noch schwer durchschaubar. Nach wie vor ist die verbreitetste Form der Geldanlage das zur Kategorie der **F o r d e r u n g s w e r t e** gehörende Kontensparen. In der Bundesrepublik existierten am Jahresende 1967 rund 80 Millionen Sparbücher - bei einem Sparguthaben pro Kopf der

1) Vgl. E. STAEGMEYR: Mehr Geld durch Geld. Sonderbeilage der Süddeutschen Zeitung v. 28.10.68. S. 1.

2) Vgl. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank. 21. Jg. Nr. 3 (1969). S. 16.

Bevölkerung von etwa DM 2.700,-- .¹⁾ Demgegenüber macht die Anlage in S u b s t a n z w e r t e n - neben Beteiligungs- und Grundbesitz das in dieser Untersuchung besonders interessierende Aktien- und Investmentsparen - einen vergleichsweise geringen Anteil an der Gesamtersparnis aus. PÖHL schätzt, daß nicht einmal 4.v.H. der Geldvermögensbildung der Arbeitnehmerhaushalte im Durchschnitt der Jahre 1960 bis 1967 auf Aktien entfallen sind.²⁾ Über die Anzahl der deutschen Aktienbesitzer schreibt FRANKEN:³⁾

"Es gibt bei deutschen Unternehmen nur rund 6 Millionen A k t i o n ä r e , von denen allein 3,7 Millionen Volksaktionäre auf VW und Vebe entfallen. In den USA ist jeder achte Einwohner Aktienbesitzer, in Westdeutschland nur jeder fünfzehnte."

Eine noch größere Diskrepanz weist das verwaltete Investmentvermögen in der Bundesrepublik und einigen anderen westlichen Ländern auf. Pro Kopf der Bevölkerung entfallen in der Bundesrepublik (1968) rund 120 DM auf Vermögen in Investmentanteilen, während es sich in der Schweiz auf 550 DM, in Kanada auf 600 DM und in den USA sogar auf 1180 DM beläuft.⁴⁾

Der reine Zahlenvergleich allein läßt keinen exakten Schluß über die Aufnahmefähigkeit des westdeutschen Marktes für Aktien zu. Tendenziell könnte er jedoch eine Erklärung geben für den

1) Vgl. W. KIESSIG: Ausländische Investmentfonds disponieren um. Sonderbeilage der Süddeutschen Zeitung v. 28.10.1968. S.18.

2) K.-O. PÖHL: Chancen für den Volkskapitalismus. Sonderbeilage der Süddeutschen Zeitung vom 28.10.1968. S. 6.

3) P. FRANKEN: Wünsche an den Gesetzgeber. Aktiensparen soll steuerlich nicht benachteiligt bleiben. Sonderbeilage der Süddeutschen Zeitung vom 28.10.1968. S. 12.

4) Vgl. E. BRACKER: Breiteres Investmentsparen. Die deutschen Fonds schnitten gut ab. Sonderbeilage der Süddeutschen Zeitung vom 28.10.1968. S. 11.

harten Konkurrenzkampf, den sich in- und ausländische Kapitalanlagegesellschaften bei der Gewinnung der Gunst potentieller Anleger liefern.

Von den rund 750 Investmentfonds, die z.Z. auf der ganzen Welt existieren, werden 30 deutsche und 464 ausländische in der Bundesrepublik vertrieben.¹⁾ Allein im Jahr 1968 wurden für rund 1,5 Milliarden DM deutsche und für den annähernd gleichen Betrag ausländische Investmentzertifikate abgesetzt.²⁾

Das vielschichtige Angebot legt die Frage nach der Vergleichbarkeit der erzielten Ertragsraten nahe, gleichgültig, ob es sich im speziellen Fall um private oder um institutionelle, vom "fachmännischen Management" der Fonds ausgesuchte und verwaltete Portefeuilles handelt. Von Interesse ist darüber hinaus, wie es um die Verkaufsreklame vieler Investmentgesellschaften bestellt ist, die behaupten, ihre Investmentexperten erzielten durch sorgfältige Anlagepolitik und überlegene Auswahl der einzelnen Wertpapiere Ertragszuwächse, die von dem direkt an der Börse investierenden Durchschnittsaktionär nicht erreicht werden könnten.

Die vorliegende Arbeit ist im wesentlichen eine theoretische Untersuchung. Die empirischen Berechnungen sind bereits im

1) Vgl. W. KIESSIG: Loc. cit., S. 18.

2) Vgl. Kapitalmarkt und Börse 1968. Börsenhandbuch der Dresdner Bank. S. 23.

Juli 1968 beendet worden und umfassen deshalb nur den Zeitraum von 1954 bis 1967. Sinn und Zweck dieser Untersuchung ist das Aufzeigen der prozentualen Wertschwankungen eines in verschiedene Portefeuilles mit deutschen Aktien **a n g e - l e g t e n** Barvermögens. Die Betonung liegt dabei auf dem Wort **A n l a g e**, im Gegensatz zur **S p e k u l a t i o n**.¹⁾

1) Vgl. zu der Abgrenzung der beiden Begriffe beispielsweise B. GRAHAM, D.L. DODD und S. COTTLE: Security Analysis. Principles and Technique. Fourth Edition. New York/ San Francisco/Toronto/London: McGraw-Hill Book Company, Inc., 1962. S. 47-58.
Vgl. auch F. AMLING: Investments. An Introduction to Analysis and Management. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, Inc., 1965. S. 4-6.

2. Kapitel

ZUR KONSTRUKTION EINES MASSTABES FÜR DIE ANLAGEREFERENZ =====

2.1 Der Kassakurs an der Börse als Bewertungsgrundlage für eine Aktie

Das finanzielle Instrument, mit dessen Hilfe die Großindustrie aller kapitalistischen Länder in den letzten anderthalb Jahrhunderten aufgebaut wurde, ist die Aktie. Sie stellt einen Bruchteil¹⁾ des Grundkapitals einer Aktiengesellschaft dar und verkörpert die dem Aktionär zustehenden Rechte; diese beiden Tatbestände machen sie für ihren Besitzer wertvoll. Sie sind die logische Voraussetzung für einen Aktienhandel. COHEN und ZINBARG sollen als Vertreter der heute allgemein anerkannten Auffassung zitiert werden:²⁾

"An erster Stelle verleiht der Besitz von Aktien einen Anspruch auf den Reingewinn einer Aktiengesellschaft. Dieser

-
- 1) Über diesen nominellen Bruchteil des Grundkapitals werden Urkunden (Aktien) ausgestellt. Sie lauten auf einen bestimmten Nennwert. Zu den Aktien mit Stücknotiz schreibt H. SCHLEMBACH in "Die Bewertung von Aktien". München: Verlag Moderne Industrie, 1968. S. 202: "In der Tat haben aber bei der in Deutschland seit einigen Jahren eingeführten Stücknotiz (z.B. BASF, Bayer, Hoechst, Siemens, Großbanken) die Aktien noch immer einen Nennwert. Meist beträgt der Nennwert der notierten Einheit 50 DM je Aktie. Echte nennwertlose Aktien sind auch in anderen Ländern selten. ... Beispiele wirklich nennwertloser Anteilstückelungen in Deutschland sind aber die Investmentanteile und die Kuxe bergrechtlicher Gewerkschaften."
 - 2) J. B. COHEN und E.D. ZINBARG: Investment Analysis and Portfolio Management. Homewood, Illinois: Richard D. Irwin, Inc., 1967. S. 220 (Übersetzung. Soweit in dieser Arbeit fremdsprachige Zitate in deutsch wiedergegeben werden, handelt es sich stets um eigene Übersetzungen des Verfassers).

Anspruch trägt Früchte, sobald die Gesellschaft Dividende ausschüttet. Zweitens - sofern die Gesellschaft wachsenden Erfolg zeigt - werden Gewinne und Dividenden und u.U. auch der Aktienkurs steigen. Die dritte, am wenigsten offensichtliche Quelle für den Wert einer Aktie, ist der anteilige Anspruch, den der Aktienbesitzer im Falle einer Liquidation der Gesellschaft auf jeden Vermögenswert hat, der nach Befriedigung der Gläubiger und Besitzer von Vorzugsaktien übrigbleibt."

Mangels eines besseren und exakteren Maßstabes muß zur Wertmessung eines in einer Aktiengesellschaft angelegten Geldkapitals der Börsenkurs für diese Aktie herangezogen werden.

Dazu schreibt MECKLENBURG:¹⁾

"Die an der Börse notierten Aktienkurse sind jeweils Ausdruck einer wie auch immer gearteten Bewertung des 'pro Aktie' verkörperten Eigenkapitals der Gesellschaft... Da es einen eigentlichen Markt für ganze Aktiengesellschaften nicht gibt, muß dahingestellt bleiben, ob die Summe der Einzelbewertungen der Aktien der Gesamtbewertung der Gesellschaft im Falle eines Verkaufs entspricht. Trotzdem wird man unterstellen müssen, daß der Börsenkurs stellvertretend ist für den inneren Wert einer Aktie, ihren 'intrinsic value', wie diese Idealgröße in der angelsächsischen Literatur genannt wird. Da es bedauerlicher- oder erfreulicherweise keine objektiven Methoden gibt, den 'absoluten' Wert einer Gesellschaft oder Aktie festzustellen, wird man auf diese Annahme kaum verzichten können."

Der innere Wert einer Aktie kann als eine Art von Mittelwert gedacht werden, um den sich die tatsächlichen Aktienpreise im Zeitablauf gruppieren. Von COHEN und ZINBARG wird dies folgendermaßen begründet:²⁾

"Da die Anzahl der Investoren in die Millionen geht, wird es notwendigerweise weit auseinandergehende Vorstellungen über den Wert irgendeiner Aktie zu irgendeinem Zeitpunkt geben,

1) G. MECKLENBURG: Kapitalverwässerung, Kurs- und Ertragsbereinigung. Das Wertpapier, 1 (1966), 6.

2) J. B. COHEN und E. D. ZINBARG: Loc. cit., 219.(Übersetzung).

und Kauf wie Verkauf des Papiere wird von der Vielzahl dieser Vorstellungen abhängen. Deshalb werden sich bei langfristiger Betrachtung die Aktienkurse in einen weiten Bereich bewegen, aber sie werden die Tendenzen zeigen, um einen mittleren Wert (consensus of value) zu fluktuieren."

Dazu wäre hinzuzufügen, daß sich die Vielzahl der Investoren in ganz unterschiedliche Käufergruppen einteilen läßt - wie z.B. Privatpersonen, Investmentgesellschaften, Versicherungen, Handels- und Industrieunternehmungen, Kreditinstitute, deren recht verschiedenartige "subjektiv bestimmte Motive die objektiven Daten der Kursbildung überlagern".¹⁾ REINEMER führt diesen Gedanken weiter und bemerkt:²⁾

"Die Verschiedenartigkeit der Ziele von Kapitalanlagen in Aktien führt dazu, daß für die einzelnen Aktienwerte nur ein mehr oder weniger großer Anteil des gesamten Grundkapitals am Markt in Erscheinung tritt. Das Verhalten der Marktteilnehmer, die über diesen als 'floating supply' bezeichneten, variablen und am Markt gehandelten Anteil des Grundkapitals disponieren, bestimmt letztlich den Kurs."

Die Zielvorstellungen der Kapitalgeber einer Aktienunternehmung versucht DÜLFER³⁾ qualitativ zu erfassen und gibt als Beispiele für mögliche Motive einer Kapitalanlage in Aktien Erwerbs-, Betriebs- und Widmungsinteresse an, wobei Betriebsinteressen auf direkten Interessen am Betriebsgeschehen beruhen, während Widmungsinteressen im Einsatz von Kapital zum Nutzen Dritter zu sehen sind. Für den "durchschnittlichen

1) A. WEISMANN: Die Bewertung von Aktien. Beiträge zur Aktienanalyse, 1 (1964), 9.

2) K. REINEMER: Aktienkursbewegungen - betrachtet nach der "technischen Analyse". Beiträge zur Aktienanalyse, 5 (1967) 37.

3) Vgl. E. DÜLFER: Die Aktienunternehmung. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht, 1962. S. 83 ff.

Investor", der als Publikumsaktionär mit relativ geringer Beteiligung keinen wesentlichen Einfluß auf die Geschäftsführung einer Aktiengesellschaft auszuüben vermag, ist in erster Linie das Erwerbsinteresse mit der Hypothese der Gewinnmaximierung als Zielfunktion zugrunde zu legen. Daraus ist mit SIEBERT zu schließen:¹⁾

"Nach international vorherrschender Auffassung ergibt sich der Wert von Aktien für die Aktienbesitzer in erster Linie aus der Befähigung der Gesellschaften, heute und zukünftig relativ hohe und möglichst wachsende Erträge pro Aktie zu erzielen."

Die Auseinandersetzung zwischen den Anhängern des Ertragsdenkens und den Anhängern des Renditendenkens²⁾ am Aktienmarkt zeigt jedoch, daß es mit der Erzielung der Erträge allein nicht getan ist, sondern daß die ausgeschütteten Barerträge oder realisierbaren Kursgewinne von ebenso großer Bedeutung sind. Dieser Zusammenhang wird von COHEN und ZINBARG recht anschaulich beschrieben:³⁾

"Auf einer mehr theoretischen Ebene hat man die Bedeutung der Dividende manchmal so dargestellt: Angenommen, eine Gesellschaft enthalte in ihrer Satzung ein dauerndes Verbot der Dividendenzahlung und der Zurückhaltung des Kapitals an die Aktienbesitzer über den Verkauf von Vermögen oder durch jede

1) G. SIEBERT: Schützen Aktien vor Geldentwertung? Beiträge zur Aktienanalyse, 5 (1967), 43.

2) Vgl. C. P. CLAUSSEN: Ertrags- oder Renditendenken am Aktienmarkt. Beiträge zur Aktienanalyse, 3 (1965), 27-32. C.P. CLAUSSEN schreibt dazu (Loc. cit., 27):

"Die einen sagen: der einzige Nutzen der Aktienanlage ist die Dividende, auch der Kurs der Aktien bestimmt sich nach der Dividende, die Aktionäre sind also an möglichst hohen Dividenden interessiert (Renditendenken). Die anderen sagen: Hauptsache, die Gesellschaft verdient gut. Wie dieser Gewinn auf Dividende und Rücklagenstärkung verteilt wird, ist für den Anleger unwichtig, weil auch der einbehaltene Gewinn ihm zugute kommt (Ertragsdenken)."

3) J. B. COHEN und E. D. ZINBARG: Loc. cit., S. 220(Übersetzung)

andere Maßnahme. Bei Gültigkeit dieser Satzung dürfte kein rationaler Investor bereit sein, die Aktien dieser Gesellschaft zu kaufen. (Wir sehen hier von der Möglichkeit ab, die Aktien deshalb zu erwerben, um leitender Angestellter zu werden und ein Gehalt zu beziehen, oder die Aktien zu kaufen in der Hoffnung, daß die Satzung geändert wird)... Die Aktien unserer hypothetischen Gesellschaft mögen für einige Zeit gehandelt werden, aber die Marktteilnehmer müssen irgendeinmal erkennen, daß sie ein bloßes Stück Papier kaufen und verkaufen, welches deshalb keinen Wert besitzt, weil die Fähigkeit der Dividendenzahlung oder der Liquidierung fehlt."

Offensichtlich sind jedoch weder die erzielten Erträge,¹⁾ noch die ausgeschütteten Dividenden die alleinigen Faktoren, die für den Börsenkurs einer Aktie bestimmend sind. DONNER²⁾ hat in seiner schon 1934 veröffentlichten Arbeit die wohl übersichtlichste Ordnung der Gesamtheit der kursbildenden Faktoren vorgenommen. WEISMANN gibt in Anlehnung daran folgende Zusammenfassung:³⁾

"Die Entschlüsse der Marktparteien sind bestimmt:

- a. durch Einschätzung der durch Aktienbesitz zu erlangenden Einnahmen im Vergleich zu den bei anderweitiger Kapitalverwendung erzielbaren Erträgen - kurz das E r t r a g s - p r i n z i p genannt.
- b. durch die Menge der für den Aktienmarkt disponiblen Gelder: das P r i n z i p d e r v e r f ü g b a r e n M i t t e l.

Die durch diese beiden Prinzipien erfaßten Tatbestände sind die G r u n d f a k t o r e n der Kursbildung. Sie geben, wie aus Untersuchungen sehr langer Zeiträume hervorgeht, eine befriedigende Erklärung für die l a n g f r i s t i g e Entwicklungslinie, den Trend des Kursniveaus.

-
- 1) Vgl. U. HIELSCHER, H.-D. SCHULZ und E. CLUSS: Gewinne bestimmen das Kursniveau. Der Volkswirt, 29 (1966), 1393-1395.
 - 2) Vgl. O. DONNER: Die Kursbildung am Aktienmarkt. Grundlagen zur Konjunkturbewegung an den Effektenmärkten (Vierteljahresshefte zur Konjunkturforschung, Sonderheft 36). Hamburg: Hanseatische Verlagsanstalt, 1934. 110 S.
 - 3) A. WEISMANN: Die Bewertung von Aktien. Beiträge zur Aktienanalyse, 1 (1964), 10.

Diese Grundfaktoren wiederum haben zahllose Komponenten: Die Stellung des Unternehmens in seinem Markt, Produktion, Umsatz, (sowie, der Verfasser) Löhne, Materialkosten, Zinsen, Besteuerung, kurz die gesamte Kostenstruktur, ferner Preise und vor allem die von Außenstehenden wohl am schwersten zu beurteilenden Fähigkeiten der Verwaltung...

Zur Erklärung der k u r z f r i s t i g e n Schwankungen der Kurse reichen die Grundfaktoren und ihre Bestimmungsgründe nicht aus. Hier macht sich der Einfluß der S p e - k u l a t i o n im weitesten Sinn (nämlich die kurzfristig disponierenden Teilnehmer am Börsengeschehen) geltend. Sie bemächtigt sich irgendwelcher Ereignisse und Erscheinungen, oder sie hegt bestimmte Erwartungen, so daß die Kurse zeitweilig in eine völlig abwegige - d.h. vom Trend, der durch das Ertragsprinzip bestimmt ist, abweichende - Richtung getrieben werden.

Schließlich sind neben diesen rein spekulativen Einflüssen die b ö r s e n t e c h n i s c h e n F a k t o r e n , d.h. die Marktposition, die sich aus der Stärke der Hausse- oder Baisseposition ergibt, gleichfalls für die kurzfristigen Schwankungen des Kursniveaus verantwortlich."

Gleichgültig, welcher dieser zahllosen mittelbaren Faktoren¹⁾

- die nicht annähernd vollständig aufgeführt werden können - im Einzelfall für das Zustandekommen eines bestimmten Börsenkurses von Bedeutung sein mögen, so lange der an der Börse ermittelte Preis einer Aktie der allgemeinen Geschäftslage an der Börse entspricht, muß er als stellvertretend für den inneren Wert der Aktie angesehen werden.²⁾

Für den (Kassa-) Kurs als Wertmaßstab spricht darüber hinaus, daß für außerbörsliche Transaktionen in der Regel Preise festgelegt werden, die sich eng an die existierenden Börsenkurse

1) Vgl. G. GNIESER: In jeder Aktie steckt einmal "Musik". Süddeutsche Zeitung, Sonderbeilage vom 24.10.1968. S. 8.

2) Vgl. H. SCHLEMBACH: Die Bewertung von Aktien. München: Verlag Moderne Industrie, 1968. 250 S.

anlehnen.¹⁾ Der Kassa- oder Einheitskurs hat als Wertmaßstab im Gegensatz zu den variablen Kursen den Vorteil, daß er nach dem Prinzip der größtmöglichen Auftragserledigung festgestellt wird: Durch örtliche, zeitliche und persönliche Konzentration wird - über die größere Anzahl von Transaktionen - die Gefahr des Zustandekommens von Zufallskursen verringert.

2.2 Der Charakter der in die Untersuchung einbezogenen Daten

An den acht Wertpapierbörsen der Bundesrepublik Deutschland - Frankfurt, Düsseldorf, Hamburg, München, Berlin, Bremen, Hannover und Stuttgart - waren am Jahresende 1967 die Aktien von 597 Aktiengesellschaften oder Kommanditgesellschaften auf Aktien mit DM-Nennkapital im amtlichen Handel und im geregelten Freiverkehr zugelassen. Das entspricht einem Anteil von 25,4 v.H. an der Gesamtzahl der Aktiengesellschaften und mit 25,8 Mrd. DM einem Anteil von 51,9 v.H. am gesamten Nominalkapital. Von 1953 bis 1967 hat sich die Anzahl der im Handelsregister eingetragenen Aktiengesellschaften folgendermaßen verändert:

1) Hierfür kann auch der Ausdruck "Paket z u s c h l a ß" als Indiz angeführt werden. Vgl. auch A. GREENSPAN: Stock prices and capital evaluation. 1959 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S. 2-26.

Tabelle 2-1: Die Anzahl der im Handelsregister eingetragenen deutschen Aktiengesellschaften und die Höhe des Nominalkapitals von 1953 bis 1967.¹⁾

Stand zum Jahresende	Anzahl der Gesellschaften	Nominalkapital in Mrd. DM
1953	2 500	18,7
1957	2 763	27,4
1959	2 379	27,1
1961	2 355	34,2
1963	2 548	39,2
1967	2 351	49,7

1) Quelle: Wirtschaft und Statistik,
(1954), 136; (1960), 166; (1963), 155;
(1965), 188; (1968), 154.

Demnach werden die Papiere etwa jeder vierten deutschen Aktiengesellschaft an mindestens einem Börsenplatz der BRD gehandelt. Für die einzelnen Aktienwerte läßt sich der Anteil des gesamten Grundkapitals, der am Markt überhaupt in Erscheinung tritt, das sog. fluktuierende Kapital¹⁾, nur sehr schwer bestimmen.²⁾ Seit August des Jahres 1962 werden von den vier größten deutschen Börsen die im amtlichen Handel getätigten Aktienumsätze für ca. 35 Unternehmen regelmäßig

1) Vgl. H.-D. SCHULZ: Nur wenig Grundkapital fluktuiert. Der Volkswirt, 31 (1966), 1532-1533.

2) Vgl. K. BRAUN: Die Entwicklung des Eigentums am Kapital der deutschen Aktiengesellschaften seit 1930, aufgegliedert in Gewerbegruppen, unter Berücksichtigung des Auslands und der öffentlichen Hand. Diplomarbeit bei Herrn Professor Dr. E. FELS an der Universität München, 1965. 72 S.

veröffentlicht.¹⁾ Auf Grund dieser Veröffentlichungen schätzt MERTENS:²⁾

"Nur sechs bis acht Prozent des Aktienkapitals der 35 Unternehmen wechseln innerhalb eines Jahres den Besitzer. Wenn alle an deutschen Börsen gehandelten Papiere berücksichtigt werden, dürfte der Prozentsatz weit geringer sein."

Die auf mehrere Gründe zurückführbare geringe An- und Verkaufsrate der notierten Aktien kann dazu führen, daß ein Hauptzweck der Börse nicht immer gewährleistet ist, nämlich die Möglichkeit für die jederzeitige Verflüssigung des in Aktien angelegten Kapitals. Für die Nachfrageseite kann sich das Phänomen des "engen Marktes" in entgegengesetzter Richtung auswirken. Dazu schreibt OST:³⁾

"Vor der Bekanntgabe der Umsätze haben besonders die Amerikaner in Unkenntnis über die Größenordnung der Umsätze in einzelnen Aktien oft unlimitierte Orders in einer Höhe gegeben, die den Kurs stark beeinflußt haben. Schließlich mußte mancher Investor, der über die Börse eine Beteiligung zu erwerben beabsichtigte, die Hoffnung wieder aufgeben, als er die durchschnittlichen Tagesumsätze in den einzelnen Werten erfuhr."

Soweit Notierungen der Frankfurter Börse verfügbar waren, sind diese unseren Berechnungen zugrunde gelegt; im anderen Fall

1) Vgl. Daimler Aktie war 1968 Favorit. Frankfurter Allgemeine Zeitung, Nr. 1 v. 2.1.1969. S. 14. Hierbei sind die Zusammenhänge recht unklar dargestellt:

"An den genau 250 Börsentagen des Jahres 1968 ... wurden an den vier größten (Börsen-, der Verfasser) Plätzen insgesamt 2,11 Mrd. DM Nominalkapital über die amtlichen Makler gehandelt."

Aus diesen Ausführungen ist nicht ersichtlich, ob nur die Umsätze für die ca. 35 "gängigsten" Unternehmen, oder alle über die amtlichen Makler gehandelten Papiere gemeint sind.

2) K. MERTENS: Die richtige Anlagenmischung. München: Verlag Moderne Industrie, 1968. S. 47.

3) H.-D. OST: Die Publizität der Börsenumsätze zeigt Ergebnisse. Das Wertpapier 12 (1964), 443-446.

fanden diejenigen der Heimatbörse Berücksichtigung.¹⁾ Die stücknotierten Aktien wurden in Prozentnotierung (v.H. des Nominalwertes) umgerechnet. Von den Stamm- und Vorzugsaktien, die sich bezüglich der rechtlichen Ausstattung unterscheiden, sind nur die ersteren in die Berechnung einbezogen worden.

2.3 Die Auswahl der einzelnen Aktiengesellschaften

Um seiner Aufgabe als Maßstab für die durchschnittliche Anlageerfahrung gerecht zu werden, sollte ein Modellportefeuille möglichst weitgehend dem Durchschnittsportefeuille institutioneller und/oder privater Investoren entsprechen; an dieser Aufgabe hat sich Art und Anzahl der aufzunehmenden Papiere auszurichten.

Nun ist jedoch die Gruppe der Aktienbesitzer in sich und auch in ihren Teilgruppen sehr inhomogen, so daß sich aus dieser Sicht keine typisch "durchschnittlichen" Geldanlagemodelle

1) In der Praxis erwies sich dieses Vorhaben - besonders für weit zurückliegende Jahre - häufig als relativ schwieriges Unterfangen. Die Angaben über Grundkapital, Börsenkurse, Wert des Bezugsrechtes, Preis der jungen Aktien, Dividenden, Boni, Umwandlungen, Fusionen usw. in den einzelnen Börsenhandbüchern waren oft nicht übereinstimmend und mußten miteinander abgestimmt, auf ihre Richtigkeit überprüft und korrigiert werden, eingedenk des Ratschlages von R.G.D. ALLEN in "Price index numbers". Revue de l'Institut International de Statistique, 31 (1961), 281: "... no matter, how well chosen a formula: may be, and how precise the weighting, an index of price movements stands or falls according to the scope and accuracy of the price collections."

bestimmen lassen. Als Ausweg bietet sich die Erstellung sogenannter hypothetischer Portefeuilles an, bei welchen der Aspekt der verschiedenen Besitzergruppen weitgehend unberücksichtigt bleiben kann und dafür der möglichst repräsentative Querschnitt des gesamten Aktienmarktes in den Vordergrund tritt.

Eine Vollerhebung, in unserem Fall die Aufnahme sämtlicher während der Berichtszeit in der Bundesrepublik notierten Stammaktien in das Modellportefeuille, wird aus mehreren Gründen unterlassen.

So soll es mit ein Zweck der vorliegenden Untersuchung sein, aufzuzeigen, wie groß die Anzahl der in die Indexberechnung einbezogenen Papiere mindestens sein muß, um die Anlageerfahrung als Ganzes widerzuspiegeln.¹⁾ Aus diesem Grund wurden gesonderte Berechnungen angestellt für

- (a) das Portefeuille I mit den 80, nach dem Konzentrationsprinzip ausgewählten Gesellschaften der Tabellen 2-2 und 2-3,
- (b) das Portefeuille II mit den 20 zufällig ausgewählten Gesellschaften der Tabelle 2-4,
- (c) das Portefeuille III mit den 100 Gesellschaften von (a) und (b),

¹⁾ Zur Frage der Repräsentation der Indizes vgl. u.a.:
J. BLEYMÜLLER: Theorie und Technik der Aktienkursindizes.
Wiesbaden: Betriebswirtschaftlicher Verlag Dr. Th. Gabler,
1966. S. 118.

- (d) das Portefeuille IV mit denjenigen 80 Gesellschaften aus (c), die während des gesamten Untersuchungszeitraumes von 14 Jahren in unveränderter Form bestanden haben,
- (e) das Portefeuille V mit 60, zufällig aus (d) ausgewählten Gesellschaften und
- (f) das Portefeuille VI mit 40, nach dem Konzentrationsprinzip aus (d) ausgewählten Gesellschaften.

In den Portefeuilles I und VI kommt das Verfahren der Auswahl nach dem Konzentrationsprinzip zur Anwendung (vgl. Abbildung 2-1), d.h., daß nur diejenigen Elemente in die Stichprobe aufgenommen werden, die den größten Beitrag zum Untersuchungsmerkmal beisteuern.¹⁾ Um eine möglichst hohe Repräsentationsquote zu erreichen, wurden zu Beginn eines jeden Jahres von 1953 bis 1967 die nach dem Nominalkapital 80 größten, markt-gängigen Aktiengesellschaften mit relativ großem Börsenumsatz in das Portefeuille I aufgenommen.²⁾ Bei Wegfall einer in die Berechnungen vorher einbezogenen Gesellschaft tritt an ihre Stelle die nächstgrößte, noch nicht aufgenommene. Dadurch erhöht sich die Gesamtzahl der in der ersten Gruppe enthaltenen Papiere während der 14 Beobachtungsjahre auf 95 (Tabelle 2-2 und 2-3). Aus Zweckmäßigkeitsgründen werden die einzelnen Gesellschaften in ihren börsenüblichen Abkürzungen wiedergegeben.

1) Das schließt in der Regel ein, daß diese Papiere zusätzliche Bedeutung erlangen, z.B. als Favoriten in- und ausländischer Investmentfonds. Vgl. dazu A. HOFMANN: Ein Stiefkind der Auslandsfonds. Handelsblatt Nr. 171 vom 5.9.1968. S. 25.

2) Mit Ausnahme der Aktien des Versicherungsgewerbes, da diese Papiere an der Börse anderen Bewertungsmaßstäben unterliegen.

Zum Jahresende 1967 hatten die 80 Gesellschaften der Gruppe I ein börsennotiertes Nominalkapital von 19,1 Mrd. DM (6,5 Mrd. DM zum 31.12.1953); das arithmetische Mittel betrug 239 Mill. DM (81,7 Mill. DM). Im Verhältnis zum Grundkapital sämtlicher börsennotierter Gesellschaften entsprach dies einer Repräsentationsquote von 38,5 v.H. (1953: 34,8 v.H.). Von den 95 Gesellschaften der Tabellen 2-2 und 2-3 sind 65 in jedem der 14 Beobachtungsjahre paarweise vertreten; 15 Papiere sind neu aufgenommen und dafür 15 gestrichen worden.¹⁾ Der SPEARMANN-PEARSONSche Rangkoeffizient r_s beträgt für die 65 paarweise vertretenen Gesellschaften $r_s = 0,8301$ und zeigt damit eine positive Verbundenheit zwischen der Größe des Nominalkapitals Ende 1953 und Ende 1967.²⁾

Für die Festlegung der Gesellschaften der Gruppe (b) erschien eine einfache Stichprobenauswahl zweckmäßig: Aus den nach dem Ausscheiden von Gruppe (a) verbliebenen Papieren werden 20 ausgesucht; um die Bedingungen der Marktgängigkeit und relativen Umsatzstärke zu berücksichtigen, werden nur die Aktien von Gesellschaften mit einem Grundkapital von mindestens 2 Mill. DM aufgenommen.

In den folgenden Tabellen 2-2, 2-3 und 2-4 sind sämtliche 118 Aktiengesellschaften angeführt, deren Papiere für mindestens ein Jahr in einem der sechs Modellportefeuilles enthalten waren.

1) Wegen Fusion, Neuzulassung an der Börse, Streichung, Einstellung der Börsennotiz oder zu engem Markt.

2) Schering verbesserte sich z.B. von Platz 57 auf 23.

Tabelle 2-2: Die nach dem Konzentrationsprinzip für Portefeuille I ausgewählten Aktiengesellschaften und ihr Nominalkapital am 31. 12. 1967¹⁾

Lfd. Nr.	Börsenüblicher Name	Nominalkapital i. Mill. DM	Lfd. Nr.	Börsenüblicher Name	Nominalkapital i. Mill. DM
1	Bayer	1485	41	Bayer H u W	120
2	BASF	1173	42	Eschw Bgw	120
3	Hoechst Fb	1054	43	Felten	112
4	Siemens	837	44	Demag	112
5	RWE	775	45	Rheinst Hütte	104
6	Thyssenhütte	756	46	Neckermann	102
7	VW	690	47	BBC	100
8	Mannesmann	582	48	Rheinpreussen	100
9	Hoesch	569	49	BMW	100
10	Veba	528	50	Stinnes	99
11	Daimler Benz	506	51	VDM	91
12	Gelsenk Bgw	485	52	Bayer Ver-Bk	90
13	Rheinstahl	470	53	Eisen-Hütten	88
14	AEG	460	54	Varta	88
15	Lufthansa	400	55	Heidelb Zem	87
16	Dt Bank	400	56	Zellst-Waldh	78
17	DEA	357	57	Wass Gelsk	74
18	Klöckn Wke	327	58	Südzucker	72
19	Dresdner B	315	59	Rütgers	70
20	HEW	312	60	Dt Conti Gas	70
21	Dortm Hörder	276	61	Beiersdorf	70
22	Kaufhof	270	62	MAN	70
23	Conti Gummi	266	63	Hamb Bgb	69
24	Hütten Oberh	260	64	Lech Elektr	66
25	Commerzbank	250	65	Linde	65
26	Karstadt	215	66	NSU	65
27	Preussag	200	67	Salamander	60
28	Bekula	200	68	Neckarwerke	60
29	Chem Verw	159	69	Didier	60
30	Degussa	155	70	Asch Zellst	57
31	Schering	144	71	Invest-Hdbk	55
32	Glanzstoff	134	72	N'rhein Hütte	55
33	Ilse der Hütte	140	73	Dt Edeltstahl	55
34	Metallges	140	74	Kali Chemie	55
35	Wintershall	140	75	Nordd Lloyd	54
36	Stand El	138	76	Dt Babcock	52
37	Klöck Hb Dtz	135	77	Buderus	51
38	Harpener	127	78	Bremer Vulkan	45
39	Gutehoff H	125	79	Dortm Union	45
40	Salzdetfurth	125	80	Cassella	34

1) Quellen: Kapitalmarkt und Börse 1967. Darmstadt: Verlag Hoppenstedt & Co. Rund um die Börse 1967. Commerzbank Aktiengesellschaft. Wegweiser durch deutsche Aktiengesellschaften 1967. München: R. Oldenburg. Hoppenstedt-Monats-Kurstabellen. Darmstadt: Verlag Hoppenstedt & Co.

Tabelle 2-3: Die zusätzlich nach dem Konzentrationsprinzip für Portefeuille I ausgewählten Gesellschaften und ihr Nominalkapital am 31.12.1953¹⁾

Lfd. Nr.	Börsenüblicher Name	Nominalkapital in Mill.DM
81	Phoenix RR	207
82	Bochumer Ver	69
83	Klöckner Bergb	45
84	Dierig	40
85	Rheinmain Bk	36
86	Phrix	35
87	Feldmühle	30
88	Dt Bk West	27
89	Dyckerh	26
90	Baumwolle Erl	22
91	Mainkraft	22
92	Phoenix Gu	20
93	Bemberg	20
94	Dt Lino	18
95	Commerz Disk Bk	12

1) Quellen: Börsen- und Wirtschaftshandbuch 1954, 91. Jahrgang des Börsen- und Wirtschaftskalenders der Frankfurter Zeitung. Frankfurt a. Main: Verlagshaus Frankfurter Societäts-Druckerei.

Tabelle 2-4: Die durch einfache Zufallsstichprobe ausgewählten Gesellschaften der Gruppe II und ihr Nominalkapital zum 31.12.1967 bzw. 31.12.1953¹⁾

Lfd. Nr.	Börsenüblicher Name	Nominalkapital	
		1967	1953
1	Gerrheimer Glas	45	
2	Schultheiss Br	37	
3	Überlandw - Unterfr	27	
4	Busch Jaeger	22	
5	Stolberger Zink	21	
6	Binding Brauerei	20	
7	Krauss Maffei	16	
8	Nordcement	16	
9	Deutsche Werft	16	
10	Basalt AG	14	
11	Wicküler	12	
12	Haake-Beck	12	
13	Kammgarn Stöhr	10	
14	Balcke Maschinen	10	
15	Pittler Masch	8	
16	Walther Cie	7	
17	Eisen Weser	6	
18	Germania Zement	5	
19	Rösler Draht	4	
20	Hofbrau Wolters	4	
21	Burbach Kali	-	27
22	Pongs Zahn	-	6
23	Ratgeber Wagg	-	4

1) Quellen: Kapitalmarkt und Börse 1967. Loc. cit..
Börsen- und Wirtschaftshandbuch 1954. Loc. cit..

Die 20 Gesellschaften der Gruppe II hatten zum Jahresende 1967 ein börsennotiertes Kapital von 318 Mill. DM (1953: 195,0 Mill. DM) bei einem arithmetischen Mittel von 15,9 Mill. DM (9,7 Mill. DM).

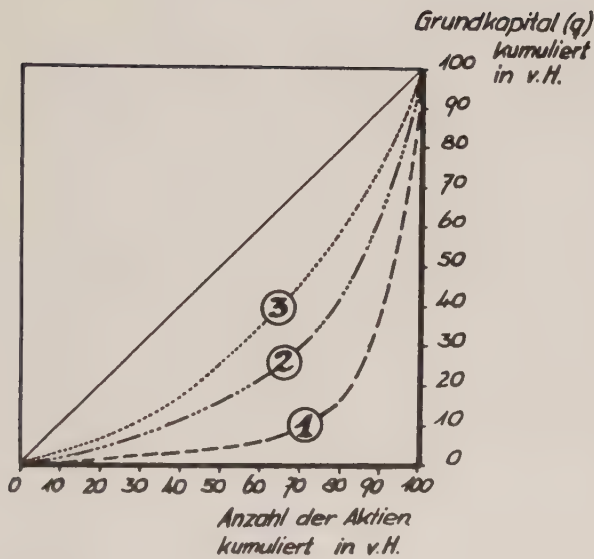


Abbildung 2-1:

Konzentrationskurven

nach dem Grundkapital am 31.12.1967

- ① für die an deutschen Börsen amtlich notierten Aktien
- ② für die 80 größten Gesellschaften des Portefeuille I
- ③ für die 20 zufällig ausgewählten Gesellschaften in Portefeuille II

2.4 Der Zeitraum der Untersuchung

Die Festlegung des 31. Dezembers 1953 als Basiszeitpunkt für unsere Untersuchung erfolgt aus mehreren Gründen.¹⁾

Einerseits kann nur durch einen möglichst langen Vergleichszeitraum die Aussagefähigkeit der Ergebnisse abgesichert werden. Andererseits brachten die außerordentlichen Umstände in den ersten Jahren nach der Währungsreform immer wieder Unsicherheit und Unruhe in die westdeutschen Aktienmärkte. WORMER schreibt dazu:²⁾

"Trotz aller großen und unbestreitbaren wirtschaftlichen Erfolge, die mit marktwirtschaftlichen Grundsätzen seit der Währungsreform in Westdeutschland erreicht wurden, gibt es leider noch immer Wirtschaftsbereiche, die ihre normalen Aufgaben infolge zwangswirtschaftlicher oder fiskalischer Fesseln nicht in befriedigender Weise erfüllen. Vor allem der Markt der Aktienwerte liegt noch fast genau so brach wie schon vor Jahren. Die Umsätze sind meist denkbar gering und werden fast nur vom Berufshandel und den Banken bestritten; das übrige, an Kapitalanlagen interessierte Publikum zeigt keinerlei Lust, am Aktienmarkt in größerem Umfang 'einzusteigen', sondern operiert lieber am Rentenmarkt..."

Für diese "Misere am Aktienmarkt" glaubte BINDER etwas später, zu Anfang des Jahres 1954, hauptsächlich soziologische und steuerpolitische Gründe verantwortlich machen zu können:³⁾

"Wenn im wohlverstandenen volkswirtschaftlichen Interesse bisher nichts für die Aktie geschehen ist, so liegt dies daran,

1) Vgl. dazu auch G. FÜRST: Zur Wahl eines einheitlichen Basiszeitraumes für Indexberechnungen. Wirtschaft und Statistik, 3 N.F. (1951), 138 - 142.

Vgl. auch derselbe: Zur Wahl des Basisjahres 1958 für Indexberechnungen. Wirtschaft und Statistik, 1961, 7-10.

2) H. WORMER: Die Misere am Aktienmarkt. Der Volkswirt, 7 (1953), 18.

3) P. BINDER: Die Aktienfinanzierung, ein soziologisches Problem. Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen, 1 (1954), 15.

daß sich in Deutschland Banken und Bürokratie, Abgeordnete und Aktionäre nicht zur Aktie bekennen. Man hat, moralisch gesehen, ein schlechtes Gewissen, wenn man für die Aktie eintritt. Unter dem Einfluß der ätzenden Wirkung der marxistischen Dialektik schämt sich der deutsche Bürger seines Besitzes."

Die größten Schwierigkeiten im Hinblick auf einen normal funktionierenden Aktienmarkt waren aber sicherlich überwunden mit der Aufhebung des Dividendenstopps (1952), mit den zum Großteil erfolgten Kapitalumstellungen und der (vorläufigen) Lösung des Entflechtungsproblems (1953).

3. Kapitel

NOTWENDIGE KORREKTUREN DER KURSMESSZAHLEN VON AKTIEN

3.1 Die Korrekturen der Kursmeßzahlen wegen Kapitalerhöhungen

Im Gegensatz zu den Korrekturen, die wegen der Fluktuation der Aktiengesellschaften auf dem Wege der Indexverkettung vorgenommen werden, erschien für die Korrekturen bei Bardividendenausschüttungen, Kapitalerhöhungen und Kapitalherabsetzungen der Einbau von Korrekturkoeffizienten in die Kursmeßzahlen oder in die Indexformeln zweckmäßig. Die Korrektur der Kursmeßzahlen empfiehlt sich, weil in einem späteren Kapitel dieser Arbeit ohnehin die Beziehungen zwischen den bereinigten Kursen der einzelnen Gesellschaften untersucht werden sollen; die Korrektur der Wertindex f o r m e l - nach einer anderen Methode durchgeführt - wird zur Kontrolle der bereinigten Kursmeßzahlen herangezogen.

Die grundlegenden Probleme, Hypothesen und Techniken der Korrekturen sind von BLEYMÜLLER erschöpfend behandelt und dargestellt worden und sollen deshalb hier nur beispielhaft demonstriert werden.¹⁾

Zum Jahresende 1960 betrug der Kurs der Daimler-Benz Aktie 2530 %, zum Ende des vorangehenden Jahres 2650 %.²⁾ Bei

1) Vgl. J. BLEYMÜLLER: Loc.cit., S.82-89. Vgl. auch: Bezugsrechte sind kein Geschenk. Aktionäre müssen rechnen können. Der Volkswirt, 29 (1968), 33-35.

2) Dieses außergewöhnliche Beispiel wurde übernommen und in abgewandelter Symbolik dargestellt von H.J.LINDEN: Bereinigte Kurse ausgewählter Börsenwerte. Darmstadt: Verlag Hoppenstedt & Co., 1962. S. 3.

Außerachtlassung sämtlicher anderer Umstände bedeutet dies eine Grundmeßzahl

$$r_{59/60} = \frac{2530 \cdot 100}{2650} = 95,5 \text{ v.H.} \quad (3.1)$$

m.a.W., eine relative Kursveränderung von

$$\Delta p_{60} = \frac{(2530 - 2650) \cdot 100}{2650} = - 4,5 \text{ v.H.}$$

Das würde bedeuten, daß jeder Daimler-Benz Aktionär im Jahr 1960 pro DM 100,- einen Verlust von DM 4,50 erlitten hätte. Durch die Berücksichtigung der Grundkapitalerhöhung¹⁾ durch Begebung von Gratisaktien i. V. 1 : 1,5 im August 1960 sieht die Anlageerfahrung in diesem Papier völlig anders aus: Jeder Aktionär erhielt für jede Aktie, die er vor der Kapitalerhöhung besessen hatte, aus Gesellschaftsmitteln 1,5 weitere Aktien "gratis" hinzu. Die tatsächliche Wertveränderung seiner Geldanlage in Daimler-Benz Aktien erhalten wir nach der Konzeption der aggregierten Marktwerte auf direktem Weg:

$$v_{0t} = \frac{p_t q_t / 100}{p_0 q_0 / 100} = \frac{2530 \cdot 180,5 \cdot 100}{2650 \cdot 72,2} = 238,7 \text{ v.H.} \quad (3.2)$$

An diesem Beispiel wird deutlich, daß der Geschäftserfolg einer Gesellschaft sowohl in einem Ansteigen der Aktienkurse als auch in einer Erhöhung des ausstehenden Nominalkapitals seinen Niederschlag finden kann. Hier wäre der Wertzuwachs von

1) Von 72,2 Mill. DM auf 180,5 Mill. DM.

etwa 159 % zahlenmäßig nur auf den zweiten Faktor zurückzuführen.

Wenn die Wertveränderung nicht durch die Veränderung der Gewichte, sondern nur in der Relation der beiden Ultimokurse aufgezeigt werden soll, müssen gleiche Gewichte eingeführt werden. Je nachdem, ob man mit dem Grundkapital zur Basiszeit (q_0) oder zur Berichtszeit (q_t) operiert, erhält man die bereinigten, hypothetischen Kurse p_t bzw. p_0 :

$$p_t = \frac{239 \cdot 2650 \cdot 72,2}{72,2 \cdot 100} = 6333,5 \text{ v.H.} \quad (3.3)$$

$$p_0 = \frac{2530 \cdot 180,5 \cdot 100}{239 \cdot 180,5} = 1058,6 \text{ v.H.} \quad (3.4)$$

Man kann je nach Verwendung von q_0 oder q_t die Methode der Bereinigung als progressiv bzw. retrograd unterscheiden. Die Vorteile des retrograden Verfahrens, bei dem q_t verwendet wird und p_0 in unserem Beispiel als 1058,6 v.H. erscheint, sieht MECKLENBURG darin, daß

- "a. der letzte Kurs in dem angestellten Vergleich ein effektiver Börsenkurs, also im Kurszettel auffindbar ist, während er beim progressiven Verfahren fiktiv wäre,
- b. die bereinigten Kurse eindeutig feststellbar sind, während sie bei der progressiven Methode im Falle mehrerer Kapitalerhöhungen die Höhe der bereinigten Kurse von der Wahl des Ausgangszeitpunktes abhingen,
- c. sich bei Vergleichen über längere Zeiträume kleinere, praktikable Zahlen ergeben, während man beim progressiven

Verfahren rasch sehr große Zahlen erhielte."¹⁾

Dieser Argumentation wird man sich nur bedingt anschließen können, da weder die retrograde noch die progressive Methode bei langfristigen Vergleichen genügend anschaulich ist. Es ist sicherlich besser, im Wege der Verkettung bei den Einzelgesellschaften zusätzlich die jährlichen Kursmeßzahlen und bei den Portefeuilles die jährlichen Ertragsveränderungen anzugeben und auf einen gemeinsamen fiktiven Ausgangswert zu beziehen.

Wie oben gezeigt, ist eine Korrektur der Wertindexformel bei der Ausgabe von Berichtigungsaktien unnötig. Bei Kapitalerhöhungen auf Grund von Bezugsrechten ist diese jedoch deshalb erforderlich, weil der Nenner in dem Ausdruck

$$v_{Ot} = \frac{p_t q_t / 100}{p_0 q_0 / 100} \quad (3.5)$$

um den Betrag zu hoch ist, den die Aktionäre zwischen Zeitpunkt O und t in die Gesellschaft eingebracht haben. Bezugsrechte können für den Aktionär zweierlei bedeuten: Wenn sie verkauft werden, sind sie gleichwertig mit Bardividenden, allerdings haben sie u.U. einen anderen Steuerstatus. Sofern sie dagegen ausgeübt werden, erfordern sie zusätzliches Investment. Die Berücksichtigung der Bezugsrechte bei Ertrags-

1) G. MECKLENBURG: Kapitalverwässerung, Kurs- und Ertragsbereinigung. Das Wertpapier, 2 (1966), 66.

berechnungen von Aktienanlagen verbindet in der sogenannten "operation blanche" beide Tatbestände: Der Investor verkauft d e n Teil der ihm zustehenden Bezugsrechte, deren Erlös gerade ausreicht, die verbleibenden Bezugsrechte auszuüben. Wird die Wertindexformel angewendet, dann genügt als Information zur Korrektur bei Kapitalerhöhungen auf Grund von Bezugsrechten nur der Gesamtbetrag des zugeführten Barkapitals. Dieser "ausmachende Betrag" wird in den Börsenhandbüchern oft in seine zwei Bestandteile zerlegt angegeben, nämlich in die Nominalkapitalerhöhung ($q_t - q_0$) und den Emissionskurs der jungen Aktien (p_e). Als korrigierten Ausdruck erhalten wir somit

$$V_{0t} = \frac{p_t q_t - (q_t - q_0) p_e}{p_0 q_0} \quad (3.6)$$

Für den Fall der Ausgabe von Gratisaktien ($p_e = 0$) entfällt der Korrekturausdruck, nicht jedoch für den der Ausgabe von jungen Aktien zum Börsenkurs ($p_e = p_t$, "freie Spitze"), da in diesem Zusammenhang wieder Bareinzahlungen der Aktionäre erfolgen.

Eine weitere Methode, bereinigte Grundmeßzahlen zu berechnen, ist von der oben angegebenen nicht grundsätzlich verschieden, bedient sich aber anderer Informationen über die Ausstattung von Kapitalerhöhungen und kann deshalb gut zu Kontrollzwecken herangezogen werden. In der Grundmeßzahl wird der Basiskurs

p_0 mit einem Korrekturfaktor c multipliziert. Der Korrekturfaktor c - von MECKLENBURG "Verwässerungsquotient" genannt, "weil aus ihm hervorgeht, in welchem Maße das alte Grundkapital durch die Kapitalerhöhung an Substanz eingebüßt hat"¹⁾ - ergibt sich als

$$c = 1 + \frac{p_{t-1} - p_e}{p_{t-1} \cdot k + p_e}, \quad (3.7)$$

wobei p_{t-1} dem letzten Kurs "cum Bezugsrecht", p_e dem Emissionskurs und k dem Quotienten aus dem Erhöhungsverhältnis entspricht. Während der Kurs unmittelbar vor der Kapitalerhöhung, besonders für weiter zurückliegende Jahre, in den Börsenhandbüchern nicht festgehalten ist, wird der rechnerische Wert des Bezugsrechts²⁾ fast durchweg wiedergegeben. Aus der Bezugsrechtsformel, aus der sich der Wert des Bezugsrechts w' errechnet, nämlich aus

$$w' = \frac{(p_{t-1} - p_e)}{1 + k} \quad (3.8)$$

läßt sich dann p_{t-1} berechnen und damit in (3.7) c erhalten. In aller Regel ergeben sich bei den in dieser Arbeit nach beiden Methoden durchgeführten rund 400 Kursbereinigungen keine wesentlichen Unterschiede. Die etwa in zehn Fällen aufgetretenen Divergenzen haben sich immer auf nicht überein-

1) G. MECKLENBURG: Loc. cit., 6.

2) Vgl. dazu J. BLEYMÜLLER: Meist unter der Parität gehandelt. Der Volkswirt. 18 (1964), 2537.

stimmende Ausstattungsdaten bei Kapitalerhöhungen in verschiedenen Nachschlagetabellen zurückführen lassen und sind eliminiert worden; bei kleineren Unterschieden der korrigierten Ertragsraten (bis $\pm 0,5 \%$) sind die nach der Formel der aggregierten Marktwerte erhaltenen Ergebnisse weiter verwendet worden.

3.2 Die Problematik der ausgeschütteten Bardividende

Über die Frage der Berücksichtigung von Bardividendenausüttungen besteht in der Fachliteratur keine einheitliche Meinung.¹⁾ Solange man vom Zweck verschiedener Untersuchungen ausgeht, wird man dann eine Vernachlässigung von Korrekturen bei Bardividendenzahlungen sicherlich vertreten können, wenn man Aktienkursindizes nach der Konzeption der Einzelkursbewegungen konstruiert, welche ohnehin nur "darauf ausgerichtet sind, die Kursänderungen von Tag zu Tag aufzuzeigen".²⁾ Wird dagegen die Konzeption des Kursniveaus herangezogen, so könnte eine Vernachlässigung dieser Korrekturen den Indexverlauf schon dann verfälschen, wenn Dividendenabschläge bei größeren Gesellschaften erfolgen. Bei der für unsere Untersuchung sinnvollsten Konzeption des Portefeuilles ist jedoch

-
- 1) Vgl. dazu L. FISHER: Return to investment in different industries: a look at investment performance and price indexes of common stocks listed on the New York Stock Exchange for twenty-nine industries. 1966 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S. 52-58.
- 2) J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 77.

- auch schon bei kurzfristiger Betrachtung, in der Dividenden-
erträge nur einen kleinen Teil der Anlageerfahrung ausmachen
können - eine Berücksichtigung der Bardividenden unbedingt
erforderlich; wegen des kumulierenden Effekts der wiederange-
legten Dividenden würden bei langfristiger Betrachtung ohne
ihre Beachtung völlig unrealistische Ergebnisse auftreten.

Umso verwunderlicher ist es, daß die Korrekturen für Coupon-
trennungen in der Praxis selten durchgeführt werden. Dazu
schreibt BLEYMÜLLER:¹⁾

"In der Bundesrepublik gibt es keinen Aktienkursindex, der
wegen Dividendenabschlägen berichtet wird. In wissenschaft-
lichen Arbeiten, die den Vergleich des Erfolges verschiedener
Vermögensanlageformen (beispielsweise Grundbesitz - festver-
zinsliche Wertpapiere - Aktien) zum Gegenstand haben, wurden
deshalb solche indexähnlichen Berechnungen immer nur für ei-
nige wenige Aktien vorgenommen. Daß aber auf der Basis von
beispielsweise nur zehn Papieren keine repräsentative Aussa-
gen für den gesamten Aktienmarkt gemacht werden können, ist
evident."

Die Gründe, die für eine Vernachlässigung der Korrekturen bei
Bardividendenausschüttungen sprechen, sind verschiedener Natur.
Sie reichen von praktischen Einwänden - wie z.B. erheblicher
Rechenaufwand - über grundsätzliche Erwägungen - "...da Divi-
dendenabschläge ... nur eine ausgesprochen schwache Wirkung
auf den Verlauf des Index ausüben²⁾" - bis zu der theoretischen
Überlegung, daß im Kurs eines Wertpapiers die Bardividenden-
ausschüttungen bereits antizipiert sind. Ein tieferer Grund

1) J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 75.

2) Ebenda.

für die stiefmütterliche Behandlung der Bardividenden könnte jedoch darin liegen, "daß viele Aktienbesitzer nicht vorhaben, ihre Aktien wegen der Dividenden zu halten, sondern statt dessen hoffen, ihre Papiere mit Kursgewinnen zu verkaufen¹⁾".

Mit allen oben angeführten Argumenten kann jedoch nicht widerlegt werden, daß sich der Ertrag einer Kapitalanlage in Aktien aus den Faktoren Kapitalzuwachs, Bezugsrechte bzw. Gratisaktien und Bardividenden zusammensetzt.²⁾ Deshalb bleiben diese Einflußgrößen auch in der mathematisch-statistischen Untersuchung von entscheidender Bedeutung. Definieren wir die Anlageerfahrung als den relativen Ertrag eines in einer Gesellschaft angelegten Geldbetrages

$$r_i = \frac{p_i(t) + D_i(t) - p_i(0)}{p_i(0)}, \quad (3.9)$$

wobei $p_i(0)$ der Schlußkurs des vorangegangenen Jahres, $p_i(t)$ derjenige des laufenden Jahres und $D_i(t)$ die im Laufe des Jahres ausgeschüttete Dividende in v.H. ist. Dann stellt der relative Ertrag r_i den Betrag dar, den ein Investor verdient oder verloren hätte, wenn er DM 100,- am Ende des vorangegangenen Jahres in die Aktie investiert, die Dividendenzahlung des laufenden Jahres vereinnahmt und zum Schlußkurs des laufenden Jahres verkauft hätte. Nehmen wir an, der Schlußkurs von

1) J. B. COHEN und E. D. ZINBARG: Loc. cit., S. 221 (Übersetzung)

2) In der angelsächsischen Literatur besteht zwischen Gratisaktien und Bardividenden sprachlich kein großer Unterschied: die Ausdrücke dafür sind "stock dividends" und "cash dividends".

Vgl. auch I. FRIEND und M. PUCKETT: Dividends and stock prices. American Economic Review, 9 (1964), 656-682.

1966 wäre DM 50,-, der von 1967 DM 45,-, die 1967 ausgeschüttete Dividende DM 2,-, dann würde sich der relative Ertrag berechnen als

$$r_i = \frac{45 + 2 - 50}{50} = -0,06,$$

d.h. als ein Verlust von 6 v.H. pro investierter DM. "Es ist offensichtlich", schreibt dazu MARKOWITZ, von dem dieses Beispiel übernommen wurde, "daß nach dieser Betrachtung 1 DM an realisiertem oder nichtrealisiertem Kapitalertrag genau gleichwertig ist mit 1 DM Dividendenertrag - nicht mehr und nicht weniger. Diese Annahme gilt jedoch nur für eine bestimmte Gruppe von Investoren, z.B. für diejenige, die von Steuern befreit ist...¹⁾".

COWLES begründet die Berücksichtigung der Bardividenden in Formel (3.9) mit ähnlichen Argumenten:²⁾

"Wenn jemand eine Aktie der Gesellschaft A und eine Aktie der Gesellschaft B für je \$ 100 im Januar 1871 gekauft, bis zum Januar 1937 behalten und dann beide für je \$ 100 wieder verkauft hätte, dann wäre seine Anlageerfahrung für beide Aktien sicherlich außerordentlich verschieden gewesen für den Fall, daß die Gesellschaft A für alle zwischenliegenden Jahre eine Dividende von \$ 4.00, die Gesellschaft B dagegen keine Dividende verteilt hätte."

Ein oft gebrauchtes, aber wenig stichhaltiges Argument, daß Bardividenden deshalb nicht berücksichtigt werden dürften,

-
- 1) H. M. MARKOWITZ: Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1959, S. 14 (Übersetzung).
 - 2) A. COWLES, 3rd and Associates: Common-Stock Indexes (Cowles Commission for Research in Economics, Monograph No. 3). Second Edition. Bloomington (Indiana): Principia Press, Inc., 1939, S. 15 (Übersetzung).

weil sie vom Aktionär nicht notwendigerweise am Aktienmarkt wieder angelegt werden müssen, sondern ebenso gut für konsumtive Zwecke ausgegeben werden können, widerlegt L. FISHER wie folgt:¹⁾

"Wenn jemand während eines Zeitabschnitts sein Geld in Aktien angelegt hat, besitzt er zum Schluß wahrscheinlich zwei Dinge: die Wertpapiere, die er ursprünglich gekauft hat und zusätzlich die Güter und Dienstleistungen, die aus irgendwelchen erhaltenen Dividenden herrühren... Soll ein Index (der Anlageerfahrung, der Verfasser) nicht nutzlos sein, müssen die Grundmeßzahlen, aus denen er berechnet wird, bereinigt werden und zwar für die Verteilung von Vermögenswerten in Form von Bardividenden ebenso, wie für die Veränderungen der Recheneinheiten, die durch Gratisaktien, Aktiensplits, Entflechtungen und Bezugsrechte hervorgerufen werden."

In der vorliegenden Arbeit werden sowohl reine Preisindizes, d.h. Aktienkursindizes ohne Bardividendenberücksichtigung, als auch "Anlageindizes" mit Dividendenberücksichtigung berechnet. Auf diese Weise soll aufgezeigt werden, ob und inwieweit gebräuchliche, bereits publizierte Aktienkursindizes in der Lage sind, als Richtschnur für die durchschnittliche Anlageerfahrung zu dienen, obwohl sie Dividenden nicht in ihr Kalkül einbeziehen.

Die technische Durchführung der Korrekturen für Coupontrennungen richtet sich danach, welche Hypothese über die Weiterverwendung des ausgeschütteten Betrages durch den Investor aufgestellt wird. BLEYMÜLLER²⁾ nennt drei verschiedene Hypothesen:

1) L. FISHER: Some new stock-market indexes. The Journal of Business, XXXIX (1966), 193 (Übersetzung).
Vgl. auch P. WOLFSTURM: Wachstum ist entscheidend - nicht Rendite! Das Wertpapier, 6 (1965), 256-261.

2) Vgl. J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 79.

Hypothese A: Die Bardividende $D_i(t)$ wird zum Erwerb weiterer Aktien der gleichen Gesellschaft verwendet

Hypothese B: Die Bardividende wird zum Erwerb weiterer Aktien verwendet, die aber gleichmäßig über a l l e Gesellschaften oder G r u p p e n von Gesellschaften, die im Index enthalten sind, verteilt werden

Hypothese C: Die Bardividende wird nicht mehr in Aktien investiert, sondern für andere Investitionen (beispielsweise zur Anlage in festverzinslichen Wertpapieren, zur Eröffnung von Sparkonten oder zum Erwerb von Immobilien) verwendet

Die Hypothesen A und B hält BLEYMÜLLER deshalb für ungeeignet, weil bei Aktienkursindizes nach der Konzeption des Portefeuilles ein Zukauf weiterer Aktien unmöglich ist, da "angenommen wird, wie das oft geschieht, daß die den Indizes zugrunde gelegten Portefeuilles bereits alle Aktien der betroffenen Gesellschaften enthalten¹⁾". Die Hypothese C dagegen hat den Nachteil, "daß das zugrunde liegende Modell schon weit von der eigentlichen Aufgabe des Index, nämlich B ö r s e n t e n d e n z e n (bzw. Investorenerfahrung am Aktienmarkt, der Verfasser) aufzuzeigen, entfernt ist²⁾".

In der Tat wäre ein Vorgehen nach Hypothese C, besonders bei langfristiger Betrachtungsweise, deshalb mangelhaft, weil

1) J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 80.

2) Ebenda, S. 81.

durch die Abzweigung der Dividenden vom Aktienmarkt ein wachsender Teil des zu investierenden Kapitals sich bei aktienfremden Vermögensanlageformen ansammeln würde, bei Anlageformen, deren Erträge u.U. gerade mit der Anlageerfahrung am Aktienmarkt verglichen werden sollen. Diese Schwierigkeiten können durch eine Modifizierung der Hypothese B umgangen werden. Durch geringfügige Abänderung der Prämissen über die Weiterverwendung des ausgeschütteten Betrages durch den hypothetischen Investor erfährt die theoretische Konzeption keine Beeinträchtigung, die praktische Durchführung der Korrekturen jedoch eine wesentliche Erleichterung. Aus diesen Gründen wird in der vorliegenden Untersuchung eine eigene Hypothese aufgestellt:

Hypothese D: Die Bardividende wird nicht sofort nach ihrer Ausschüttung reinvestiert, sondern erst am Ende eines Jahres

Vom Tag der Coupontrennung an wird die ausgeschüttete Dividende zinslos¹⁾ gehalten und erst am letzten Börsentag des entsprechenden Jahres dem Ertrag des Portefeuilles hinzugefügt. Sie tritt also noch im Jahr der Dividendenzahlung als Ertragskomponente auf.

Im Verlauf der durch die Verkettungsmethode²⁾ notwendigen Umverteilung des alten Portefeuilles werden dann die ange-

1) Eine Verzinsung zum landesüblichen Zinssatz für die Zeit vom Tag der Dividendenzahlung bis zum Jahresende wurde für einige Jahre versuchsweise durchgeführt, führte aber zu keiner nennenswerten Erhöhung des Portefeuilleertrages; aus diesem Grund wurde sie unterlassen.

2) Vgl. hierzu Abschnitt 4.3 "Das Gewichtungsschema als wichtigste Einflußgröße auf die Formel".

sammelten Dividendenerträge auf sämtliche Gesellschaften des neuen Portefeuilles verteilt, und zwar in den Relationen des entsprechenden Gewichtungsschemas.

3.3 Die Bedeutung der Stückelung von Wertpapieren für die Untersuchung

Im Zusammenhang mit dem Kauf von Aktien, der Regelung von Bezugsrechten und der Berücksichtigung von Bardividendenzahlungen tritt die Frage auf, ob die Stückelung der Aktien - in der Praxis von wesentlicher Bedeutung - auch in theoretischen Untersuchungen eine Rolle spielen soll. Die ausgegebenen Aktien "müssen nach dem Aktiengesetz vom 30.1.1937 auf einen bestimmten N e n n w e r t lauten, dessen Mindestbetrag gemäß DM-Bilanzgesetz vom 21.8.1948 auf 100 DM festgesetzt wurde. Bis zur Währungsreform durften Aktien nur mit einem Mindestnennwert von 1000 RM ausgegeben werden"¹⁾; nach der Neufassung des Aktiengesetzes vom 6.9.1965 wird der Mindestnennbetrag der Aktien auf 50 DM herabgesetzt (§ 8, Abs.1), um auch dem kleinen Anleger Gelegenheit zum Kauf von Aktien zu verschaffen. Es ist offensichtlich, daß ein Investor umso mehr mit einem nicht glatt unterzubringenden Restbetrag rechnen muß, je geringer der zu investierende Geldbetrag und je höher Nennwert und/oder Kurs des speziellen Wertpapiers sind, in das investiert wird. Ähnlich liegt der Fall bei Bezugsrechten und Dividenden.²⁾

1) O. HINTNER: Wertpapierbörsen (Die Wirtschaftswissenschaften, Reihe A: Betriebswirtschaftslehre, Beitrag Nr.31). Wiesbaden: Betriebswirtschaftlicher Verlag Dr. Th. Gabler, 1961. S. 66-67.

2) Vgl. hierzu G. MECKLENBURG: Loc. cit., 67.

Eine Berücksichtigung der Stückelung von Wertpapieren muß jedoch im Interesse vergleichbarer und allgemeingültiger Ergebnisse theoretischer Untersuchungen unterlassen werden.¹⁾
In der vorliegenden Arbeit sind also theoretische Transaktionen mit zehnten, hundertsten oder tausendsten Teilen von Aktien zulässig.

1) Vgl. dazu H.W. SCHLAG: Aktien als Vermögensanlage. Wie rentiert sich eine Aktie? Frankfurt am Main: Fritz Knapp Verlag, 1959, S. 158.
Vgl. auch R. STÜTZER: Aspekte der Anlageberatung. Beiträge zur Aktienanalyse, 6 (1967), 26.

4. Kapitel

ZUR WAHL EINES ADÄQUATEN INDEXMODELLS

=====

4.1 Die Auswirkung der verschiedenen Investmentstrategien auf die Art der mathematischen Formel

Die in der Arbeit verwendeten mathematischen Formeln zur Berechnung der durchschnittlichen Anlageerfahrung werden wie sämtliche Aktienkurs"indikatoren" unter den Begriff "Aktienkursindizes" subsumiert, gleichgültig, ob es sich im speziellen Fall um Kursdurchschnitte, Meßzahlen aus Kursdurchschnitten oder um reine Wertverhältnisse handelt. Für die umfassende Auslegung des Begriffes "Aktienkursindex" spricht nach BLEYMÜLLER, "daß sich dieser Ausdruck schon zu sehr eingebürgert hat, als daß eine Umbenennung zweckmäßig erscheinen würde¹⁾".

Häufig ist der Einwand zu hören, daß z.B. der Wertindex nicht als Aktienkursindex bezeichnet werden könne, da er ja Werte (d.h. Kurse mal Mengen) und nicht allein Kurse mißt. Dem hält McINTYRE den "terminologischen Präzedenzfall entgegen, der dadurch entstanden ist, daß alle wohlbekannten und laufend veröffentlichten (sogenannten) Aktienkursindizes die Notwendigkeit erkennen lassen, beobachtete Preise dann zu korrigieren, wenn diese Preise wegen eines Wechsels in der

¹⁾ J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 17.

Kapitalstruktur nicht mehr in der Lage sind, die Anlageerfahrung eines Investors widerzuspiegeln"¹⁾. Aus dieser Argumentation kann geschlossen werden, daß McINTYRE das Hauptziel der meisten Aktien k u r s indizes nicht im Aufzeigen des tatsächlichen Verlaufs der Kurse sieht, sondern vielmehr in der Feststellung einer durchschnittlichen Anlageerfahrung und daß dieses Ziel von ihnen im Regelfall - und sei es auch nur annähernd - erreicht wird.

COHEN und FITCH sind anderer Meinung. Sie behaupten, daß alle bisher vorhandenen Aktienkursindizes höchstens dazu geeignet wären, eine durchschnittliche K u r s höhe einer Anzahl von Aktien zu messen. Nur der von ihnen entwickelte Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung wäre dagegen in der Lage, eine tatsächliche durchschnittliche Anlageerfahrung bestimmter Portefeuilles wiederzugeben.²⁾

Auch FISHER und LORIE haben eine ähnlich positive Ansicht von der eigenen Indexformel; sie stehen auf dem Standpunkt, daß nur ihre eigene Formel sämtliche Anforderungen erfüllt und schreiben:³⁾

"Ein schwieriges Problem ist das der Aktienkursindizes. Aktienkursindizes ähneln insofern dem Wetter, als jedermann mit Unzufriedenheit darüber spricht, aber niemand etwas tut. Es ist an der Zeit, ernsthafte Anstrengungen zu unternehmen und

-
- 1) F. McINTYRE: The problem of the stock price index number. Journal of the American Statistical Association, 33 (1938), 560 (Übersetzung).
 - 2) Vgl. K.J. COHEN und B.P. FITCH: The average investment performance index. Management Science, Vol.12, No. 6 (1966), B-196.
 - 3) L. FISHER und J.H. LORIE: Rates of return on investments in common stocks. The Journal of Business, XXXVII (1964), 2 (Übersetzung).

Indizes zu entwickeln, die zu mehr in der Lage sind, als nur zur deskriptiven Wiedergabe einiger Aktienkursbewegungen."

Die oben dargestellten Ansichten der Autorenpaare COHEN/FITCH und FISHER/LORIE sind nicht dazu angetan, die von McINTYRE schon 1938 aufgestellte These, "that in index numbers one man's meat is another man's poison",¹⁾ zu widerlegen.²⁾ Ein gutes, wenn auch älteres Beispiel für diese Ansicht und für die Auswahl einer Indexformel, ohne auf die Eigenschaften der Ausgangsdaten oder auf Erfordernisse der statistischen Analyse einzugehen, bietet I. FISHER mit seinem "Idealindex"³⁾

$$P_{0t} = \sqrt{\frac{\sum p_t q_0}{\sum p_0 q_0} \cdot \frac{\sum p_t q_t}{\sum p_0 q_t}} = \sqrt{L^P \cdot P^P} \quad (4.1)$$

Hierbei können p_t den Kurs und q_t das Nominalkapital von jeder Aktienkategorie im Berichtszeitpunkt t , p_0 und q_0 Kurs und Kapital zum Basiszeitpunkt 0 sämtlicher Aktiengesellschaften, deren Papiere an den Börsen eines Landes notiert sind, bedeuten. Die formalen Auswahlkriterien, die FISHER zu dieser Idealform führen, werden von McINTYRE kritisiert:⁴⁾

"Die Formel erfüllt zwei 'formale Umkehrproben' und ist etwas weniger kompliziert, als jede der anderen zwölf Indizes, die

1) F. McINTYRE: Loc. cit., 563.

2) Vgl. aber auch H. BERGMANN: Der Wunschtraum vom idealen Aktien-Index. Was Indizes aussagen und was sie nicht aussagen können. Der Volkswirt, 16 (1962), 321-322.

3) I. FISHER: The Making of Index Numbers. A Study of their varieties, Tests and Reliability. Third Edition. Boston & New York: Houghton Mifflin Com., 1927. S. 221.

4) F. McINTYRE: Loc. cit., 557 (Übersetzung).
Vgl. auch R. FRISCH: Annual survey of general economic theory: the problem of index numbers. Econometrica, 4 (1936). 1-5.

ebenfalls diesen Tests genügen. Dies ist der einzige Grund für ihre Auswahl; in der Tat werden die Erfordernisse der Analyse ausdrücklich nicht beachtet."

YULE geht mit seiner Kritik noch weiter:¹⁾

"Professor FISHER's Glaube, daß er fähig wäre, die korrekte Antwort auf eine Frage geben zu können, ohne die Frage überhaupt zu kennen, scheint mir nicht sehr begründet."

Trotz dieser Mängel eignet sich die FISHERsche Idealformel als Ausgangspunkt für die Darstellung weiterer und besser geeigneter Indexformeln. Auf unser Problem angewandt entspricht die FISHERsche Idealformel folgender M O D E L L - V O R S T E L L U N G : Widerspiegelung der durchschnittlichen Anlageerfahrung zweier Investoren als geometrisches Mittel, wobei der eine die Wertpapiere in der Zusammensetzung des Nominalkapitals der Basiszeit, der andere in der des Berichtszeitpunktes hält. Sofern die Basiszusammensetzung identisch ist mit derjenigen der Berichtszeit, d.h. für $q_t = q_0$, läßt sich die Formel (4.1) zu den bekannten Formeln des Preisindex nach LASPEYRES und PAASCHE reduzieren.

$${}_L P_{0t} = \frac{\sum p_t q_0}{\sum p_0 q_0} \quad (4.2)$$

$${}_P P_{0t} = \frac{\sum p_t q_t}{\sum p_0 q_t} \quad (4.3)$$

Die Hypothese $q_t = q_0$ wird bei Aktienkursindizes in den wenigsten Fällen zutreffen. Deshalb ist es von

1) G.U. YULE: Journal of the Royal Statistical Society, 86 (1923). S. 425. Zitiert nach F. McINTYRE: Loc. cit., 558.

Bedeutung, mit welcher Börsenkapitalisation tatsächlich gewichtet wird, mit

$$\frac{p_0 q_0}{100} \text{ oder mit } \frac{p_0 q_t}{100} .$$

MODEL VORSTELLUNG : Widerspiegelung der Anlageerfahrung eines Investors, dessen Portefeuille Papiere in der Zusammensetzung der Basiszeit (4.2), im zweiten Fall in der Zusammensetzung der Berichtszeit (4.3) enthält.

Die Frage über eine mögliche Auseinanderentwicklung der Aktienkursindizes nach LASPEYRES und PAASCHE wird von BLEY-MÜLLER aufgeworfen:¹⁾

"Beim Preisindex für die Lebenshaltung ist empirisch nachgewiesen, daß die LASPEYRES-Formel ein stärkeres Ansteigen des Index zur Folge hat, als die PAASCHE-Formel. Ob bei Aktienkursindizes eine ähnliche Auseinanderentwicklung besteht, wurde m.W. noch nicht näher untersucht."

Eine Antwort auf diese Frage wird von ALLEN über eine theoretische Ableitung gegeben:²⁾ In den Indexformeln nach

LASPEYRES und PAASCHE werden zunächst die Preisverhältnisse

$\frac{p_t}{p_0}$ und die Mengenverhältnisse $\frac{q_t}{q_0}$ mit den Börsenkapitalisationen des Basiszeitpunktes $w_0 = p_0 q_0$ gewichtet; die gewonnenen Mittelwerte sind dann:

$$L^{p_{0t}} = \frac{\sum_w \frac{p_t}{p_0}}{\sum_w} = \frac{\sum p_t q_0}{\sum p_0 q_0} \quad (4.4)$$

$$L^{q_{0t}} = \frac{\sum_w \frac{q_t}{q_0}}{\sum_w} = \frac{\sum p_0 q_t}{\sum p_0 q_0}, \quad (4.5)$$

1) J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 40.

2) Vgl. R.G.D. ALLEN: Loc. cit., 286.

wobei $L^{P_{Ot}}$ den Preisindex, $L^{Q_{Ot}}$ den Mengenindex nach LASPEYRES darstellt. Als gewogene Varianzen und Kovarianzen ergeben sich:

$$\sigma_p^2 = \frac{\sum w \left(\frac{p_t}{p_0} - L^{P_{Ot}} \right)^2}{\sum w} \quad (4.6)$$

$$\sigma_q^2 = \frac{\sum w \left(\frac{q_t}{q_0} - L^{Q_{Ot}} \right)^2}{\sum w} \quad (4.7)$$

$$\begin{aligned} r_{pq} \sigma_p \sigma_q &= \frac{\sum w \left(\frac{p_t}{p_0} - L^{P_{Ot}} \right) \cdot \left(\frac{q_t}{q_0} - L^{Q_{Ot}} \right)}{\sum w} \\ &= \frac{\sum w \frac{p_t}{p_0} \frac{q_t}{q_0}}{\sum w} - L^{P_{Ot}} \cdot L^{Q_{Ot}}, \end{aligned} \quad (4.8)$$

wobei r_{pq} der BRAVAIS-PEARSONSche Korrelationskoeffizient zwischen der Variablen p und dem entsprechenden Gewicht q ist.

Wir setzen (4.3), d.h. $P^{P_{Ot}} = \frac{\sum p_t q_t}{\sum p_0 q_t}$, ein und erhalten

$$r_{pq} \sigma_p \sigma_q = (P^{P_{Ot}} - L^{P_{Ot}}) L^{Q_{Ot}}, \quad (4.9)$$

$$\text{d.h. } \frac{P^{P_{Ot}}}{L^{P_{Ot}}} = 1 + r_{pq} \frac{\sigma_p \sigma_q}{L^{P_{Ot}} \cdot L^{Q_{Ot}}}. \quad (4.10)$$

In unserer Untersuchung werden die beiden Variationskoeffizienten $\frac{\sigma_p}{L^{P_{Ot}}}$ und $\frac{\sigma_q}{L^{Q_{Ot}}}$ berechnet.¹⁾ Sie sind positiv und

1) Vgl. Abschnitt 6.2 "Der Index der Fixinvestition, der durchschnittlichen Anlageerfahrung und die Indizes nach LASPEYRES und PAASCHE".

relativ klein. Daraus folgt, daß die Richtung der Auseinanderentwicklung vom Vorzeichen des Korrelationskoeffizienten r_{pq} abhängt. Der Aktienkursindex nach PAASCHE ist also dann kleiner als der nach LASPEYRES, wenn die Preisbewegungen mit den Mengenbewegungen zwischen 0 und t negativ korreliert sind ($0 > r_{pq} \geq -1$).

"Das ist der Fall eines typischen Verkäufermarktes. Der LASPEYRES-Index übertrifft den PAASCHE-Index dann, wenn die Nachfragefaktoren dominieren ... das Gegenteil ist der Fall, wenn die Angebotsseite dominiert. Das Ausmaß des Unterschiedes hängt von der kombinierten Größe des Korrelationskoeffizienten und der Variationskoeffizienten (4.11, der Verfasser) ab. Die beiden Indizes werden mit der Zeit divergieren, wenn der absolute Wert von

$$r_{pq} \cdot \frac{\sigma_p}{L^p_{OT}} \cdot \frac{\sigma_q}{L^q_{OT}} \quad (4.11)$$

zunimmt. Eine zu erwartende, typische Situation könnte die sein, daß r_{pq} mehr oder weniger konstant bleibt, die Variationskoeffizienten der Preis- und Mengenrelationen dagegen zunehmen (je mehr sich der Basiszeitpunkt entfernt)."¹⁾

Gewogene oder ungewogene **K u r s d u r c h s c h n i t t e**²⁾
sind nur bedingt zur Messung einer durchschnittlichen Anlageer-

1) R. G. D. ALLEN: Loc. cit., 287.

2) Vgl. K. HERRMANN: Die Statistik der Börsenwerte der Aktien. Kursdurchschnitte - Rendite - Indexziffer der Aktienkurse. Wirtschaft und Statistik, 8 N.F. (1956), 188 - 197.

fahrung geeignet. Trotzdem seien sie hier kurz angeführt:

$$M_t' = \frac{\sum p_t}{n_t} \quad (4.12)$$

$$M_t = \frac{\sum p_t q_t}{\sum q_t} \quad (4.13)$$

Hierbei stellt M_t' das ungewogene und M_t das gewogene arithmetische Mittel dar.

M O D E L L V O R S T E L L U N G : Für den Preis von $n_t M_t'$ DM kann ein Investor eine einzige Aktie von jeder Gesellschaft seines Portefeuilles zum Zeitpunkt t kaufen (4.12). Wenn mit dem Nominalkapital gewichtet wird (4.13), kauft er im Zeitpunkt t sämtliche Papiere der einzelnen Gesellschaften zum Preis von $q_t M_t$ DM.

Kursdurchschnitte können erst in abgewandelter Form als Maßstab für die Anlageerfahrung benutzt werden. Sie "erhalten dadurch indexähnlichen Charakter, daß man den gewogenen oder ungewogenen Kursdurchschnitt des Berichtszeitpunktes t , nämlich M_t (bzw. M_t'), in Prozenten des Kursdurchschnittes im Basiszeitpunkt O , nämlich M_O (bzw. M_O') ausdrückt und so einen 'Index' I_{Ot} (bzw. I_{Ot}') berechnet:

$$I_{Ot} = \frac{M_t}{M_O} \cdot 100 \text{ v.H.} \quad (4.14)$$

bzw.

$$I_{Ot}' = \frac{M_t'}{M_O'} \cdot 100 \text{ v.H.} \quad 1) \quad (4.15)$$

1) J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 47.

Besonders geeignet zur Berechnung der durchschnittlichen Anlageerfahrung ist die der Konzeption der "zusammengefaßten Börsenkapitalisationen" entsprechende Wertindexformel:

$$V_{Ot} = \frac{\sum p_t q_t / 100}{\sum p_0 q_0 / 100} \quad (4.16)$$

Hierbei wird von den aggregierten Kurswerten aller im Portefeuille enthaltenen Papiere ausgegangen. Unter dem Marktwert bzw. der Börsenkapitalisation einer bestimmten Gesellschaft zum Zeitpunkt t wird das durch hundert dividierte Produkt aus entsprechendem Börsenkurs p_t (Prozentkurs) und dem Grundkapital q_t verstanden.

$$v_t = \frac{p_t q_t}{100} \quad (4.17)$$

$$v_0 = \frac{p_0 q_0}{100} \quad (4.18)$$

Formel (4.16) folgt unmittelbar aus (4.17) und (4.18) und zeigt eine gewisse Verwandtschaft mit den Indizes nach PAASCHE und LASPEYRES, aber auch mit Formel (4.15). Zu der Wertindexformel bemerkt BLEYMÜLLER:¹⁾

"Diese Formel beantwortet die Frage nach der durchschnittlichen Wertveränderung," sprich: Anlageerfahrung, "direkter als alle anderen Formeln. Dazu kommt, daß die Zahl der notwendigen Berichtigungen geringer ist als bei der Konzeption des Kursniveaus und der Konzeption des Portefeuilles..."

1) J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 44.

Vgl. dazu auch Abschnitt 3.1 "Die Korrekturen der Kursmeßzahlen wegen Kapitalveränderungen".

Im Wertindex findet der Investor einen Maßstab, der den gegenwärtigen Wert seiner Anlage mit ihrem Wert zu irgendeinem Basiszeitpunkt vergleicht; wenn sämtliche notierte Aktien in das hypothetische Portefeuille einbezogen werden, gibt der Wertindex das objektive Gesamtergebnis s ä m t - l i c h e r Investoren wieder; die subjektiven Gewinne und Verluste der einzelnen Aktionäre heben sich gegenseitig auf. Anders ausgedrückt bedeutet das, daß die G r u p p e der Aktionäre ihr investiertes Geldkapital im Verhältnis des Nominalkapitals der Einzelgesellschaften auf diese verteilen m u ß . Für den einzelnen Aktionär besteht dazu jedoch keine Notwendigkeit und in aller Regel auch gar keine Möglichkeit. Für die globale Betrachtung der Wertveränderung eines bestimmten Aktienmarktes ist also der Wertindex der beste Maßstab. Die Frage ist nur, ob die Anlageerfahrung des d u r c h s c h n i t t l i c h e n A k t i o n ä r s nicht mit einem wirkungsvolleren Standard verglichen werden kann.

Sicherlich bedarf es einer etwas weiteren Auslegung des Indexbegriffes, um auch die Wertindexformel noch als Index bezeichnen zu können. Dazu bemerkt I. FISHER:¹⁾

"Eigentlich ist dieser Wertindex ... überhaupt kein Index ..., da er kein Durchschnitt von irgendetwas ist."

1) I. FISHER: The total value criterion. Journal of the American Statistical Association, 22 (1927), 425.
(Zitiert nach F. McINTYRE). (Übersetzung).

Genau diese Eigenschaft "kein Durchschnitt von irgendetwas" empfiehlt den Wertindex jedoch als Maßstab für die Anlageerfahrung, denn, "wenn der Index ein Durchschnitt von tatsächlichen Preisen ist, die auch gewichtet sein können, dann gibt er (auch,¹⁾ der Verfasser) Preisveränderungen wieder, die ohne Bedeutung für den Investor sind; z.B. wird durch jede Begebung von Berichtigungsaktien ein derartiger Durchschnitt reduziert, obwohl der Investor dabei überhaupt keinen Verlust erlitten hat".²⁾ Der Wertindex hat den Vorteil, so konzipiert zu sein, daß er derartige Kapitalveränderungen - mit Ausnahme der Bartransaktionen - bereits in seiner Grundformel berücksichtigt: Eine Verdoppelung des Grundkapitals einer Gesellschaft durch Begebung von Gratisaktien reduziert z.B. den Kurs der entsprechenden Aktien auf die Hälfte; der Marktwert ändert sich deshalb nicht. Im Falle von Bartransaktionen ist jedoch auch beim Wertindex eine Korrektur erforderlich.³⁾

"Erhöht sich beispielsweise der Bruttowert der Portefeuilles durch Zukauf junger Aktien, so ist die in Wirklichkeit allein interessierende Nettowertveränderung durch Subtraktion der Barzuzahlung zu ermitteln. Bareinnahmen (z.B. Dividendenzahlungen) sind unter diesem Gesichtspunkt zu addieren."

Für Formel (4.16) wird häufig die Annahme gemacht, daß sämtliche Aktien der erfaßten Gesellschaften im Portefeuille enthalten sind. Dies bringt Schwierigkeiten hinsichtlich der

1) Vgl. H.D. COMER: The price indexes as a guide in determining stock market trend. The Commercial and Financial Chronicle, New York, Nr. 5114 v. 8.5.1952, S. 3 und 28-29.

2) F. McINTYRE: Loc. cit., 560 (Übersetzung).

3) J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 42.

Behandlung neu auftretender Investoren mit sich:

"Neuinvestoren als Gruppe könnten ihr Vermögen nur im Verhältnis des Nominalkapitals der Einzelgesellschaften auf diese verteilen; sie könnten jedoch nicht mit gleich großen Beträgen in jede Gesellschaft investieren, ohne daß sich dadurch viele Preise (besser: Preisrelationen, der Verfasser) verändern würden."¹⁾

FISHER und LORIE schlagen deshalb als Investmentstrategie die Anlage eines gleich großen - fixen - Geldbetrages in jede der erfaßten Gesellschaften vor. So umgehen sie zwar die genannten Schwierigkeiten hinsichtlich der Gruppe der Neuinvestoren, übersehen aber, daß die Investoren als Gesamtheit bei Befolgung dieser Anlagepolitik nicht in der Lage wären, alle Wertpapiere eines Marktes aufzunehmen.

Trotz dieses Mangels soll auch hier ein Modellportefeuille aufgezeigt werden, bei welchem der Investor eine fixe Geldsumme in jede einzelne Gesellschaft investiert. Zum Zeitpunkt 0 ist der Wert des Portefeuilles V_0 DM, wobei n die Anzahl der verschiedenen Gesellschaften und v_0 der pro Gesellschaft fixinvestierte Geldbetrag ist.

$$V_0 = n \cdot v_0 \quad (4.19)$$

Die Anzahl der von jeder Gesellschaft gekauften Aktien²⁾ beträgt:

$$q_0 = \frac{v_0}{p_0} \quad (4.20)$$

1) L. FISHER und J.H. LORIE: Loc. cit., 5.

2) Ohne Berücksichtigung der Stückelung von Wertpapieren. Vgl. dazu Abschnitt 3.3 "Die Stückelung der Wertpapiere und ihre Abstrahierung".

Zum Zeitpunkt t hat sich der Wert des in einer Gesellschaft angelegten Betrages auf

$$v_t = p_t \cdot \frac{v_0}{p_0} \quad (4.21)$$

erhöht.

Auf die Möglichkeit, durch Diskontierung der zukünftigen Dividende und des Gesamtwertes sämtlicher Aktien am Ende der Periode eine Ertragsrate des Portefeuilles zu erhalten, soll hier nicht näher eingegangen werden.¹⁾ Statt dessen folgen wir den Überlegungen von L. FISHER:²⁾

"Solange es sich während einer gegebenen Periode um eine einzige Aktie handelt, kann man die Ertragsrate so berechnen, daß man am Anfang der Periode einen bestimmten Betrag in diese Aktie investiert: dann berechnet man, wieviel zusätzliche Aktien man wegen der Reinvestition der Dividenden oder der Begebung von Gratisaktien ... erhalten hätte; am Ende der Periode wird der Wert aller im Besitz befindlichen Anteile errechnet. Die jährliche Ertragsrate r ergibt sich dann nach der Formel

$$r = \left(\frac{v_t}{v_0} \right)^{\frac{1}{t}} - 1 \quad (4.22)$$

wobei v_t den Wert aller Anteile am Ende der Periode, v_0 den ursprünglich investierten Betrag am Anfang der Periode und t die Anzahl der Jahre in der Periode bedeuten."

1) Vgl. dazu J.B. COHEN und E.D. ZINBARG: Loc. cit., S. 222 ff. Vgl. auch W. RUPPERT: Über die Rendite von Aktien und Anleihen. Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 9(1968), 701-712.

Vgl. weiter: Synthese zwischen Ertrags- und Renditedenken in der Diskussion. Das Wertpapier, 9 (1965), 768-769.

2) L. FISHER: Some new stock-market indexes. Loc. cit., 196 (Übersetzung).

Eine ausführliche Darstellung dieses Problemkreises ist zu finden bei L. FISHER: An algorithm for finding exact rates of return. The Journal of Business, XXXIX (1966), 111-116.

Die Ertragsrate R eines Portefeuilles ergibt sich dann als

$$R = \left(\frac{\sum_{t=0}^T v_t}{\sum_{t=0}^T v_0} \right)^{\frac{1}{T}} - 1. \quad (4.23)$$

Erwähnenswert ist, daß der Ertrag des Portefeuilles in der Regel nicht irgendeinem einfachen Durchschnitt der Ertragsraten der individuellen Papiere im Portefeuille entspricht. Dazu gibt FISHER folgendes Beispiel:¹⁾

"Wir nehmen an, daß die Aktie der Gesellschaft ABC am 1.1. 1950 £ 10.00, die der Gesellschaft XYZ £ 20.00 gekostet hat; darüber hinaus wird angenommen, daß keine der beiden Gesellschaften eine Dividende ausgeschüttet hat und daß am 1.1. 1952 die Aktie ABC £ 5.00, die Aktie XYZ £ 40.00 erbracht hat. So ist aus jedem investierten £ 1.00 bei ABC 0.50 £ , bei XYZ £ 2.00 geworden. Nach der Gleichung (4.22, der Verfasser) erhalten wir für ABC

$$r = \left(\frac{0.5}{1} \right)^{\frac{1}{2}} - 1 = 0,707 - 1 = - 29,3 \text{ v.H.},$$

für XYZ

$$r = \left(\frac{2}{1} \right)^{\frac{1}{2}} - 1 = 1,414 - 1 = + 41,4 \text{ v.H.}$$

Das arithmetische Mittel dieser beiden Ertragsraten ist $(41,4 - 29,3)/2 = 6,1 \text{ v.H.}$ Nach Gleichung (4.23, der Verfasser) ergibt sich für die Ertragsrate des Portefeuilles dagegen

$$R = \left(\frac{0.5 + 2}{1 + 1} \right)^{\frac{1}{2}} - 1 = 1,25^{\frac{1}{2}} - 1 = + 11,8 \text{ v.H.},$$

ein Wert, der sich von 6,1 v.H. wesentlich unterscheidet.

Die durchschnittliche Ertragsrate des Portefeuilles und der Durchschnitt der Ertragsraten der konstituierenden Aktien sind nur dann gleich groß, wenn jede Aktie die gleiche Ertragsrate hat, oder wenn die Länge der Periode genau der Frequenz entspricht, mit der der Ertrag berechnet wird."

1) L. FISHER: some new stock-market indexes. Loc. cit., 197 (Übersetzung).

Der Investmentpolitik der Fixinvestition in jede Einzelgesellschaft gibt STORER den Vorzug, weil er aufgrund empirischer Untersuchungen des Aktienmarktes der New York Exchange zur Ansicht gekommen zu sein glaubt, daß der durchschnittliche amerikanische Aktionär ungefähr gleich große Beträge in jede Aktie investiert.¹⁾

Von FISHER und LORIE wird dieses Modellportefeuille dagegen aus anderen Motiven bevorzugt:²⁾

"Hier (beim Index der Fixinvestition, der Verfasser) hat die relative Preisveränderung einer Aktie die gleiche Auswirkung auf den Index, wie eine gleich große Preisveränderung einer jeden anderen, im Index enthaltenen Aktie. So bewirkt ein Kursanstieg von 10 v.H. bei irgendeiner Aktie eine Veränderung des Index, welche unabhängig ist von der Größe der Gesellschaft wie auch von der absoluten Kurshöhe des betreffenden Papiere...

Die Entscheidung zur Investition gleich großer Beträge in jedes Papier beruht auf dem Wunsch, Ertragsraten zu berechnen, die im Durchschnitt von einem Investor erzielt werden konnten, wenn er aus Gesellschaften, die alle eine gleich große Wahrscheinlichkeit zur Auswahl besitzen, zufällig - d.h., ohne ein Urteil abzugeben - die einzelnen herausgreift. Eine Investmentpolitik, die das Vermögen im Verhältnis des Nominalkapitals oder nach jedem anderen Kriterium verteilt, bedeutet ein weniger neutrales Urteil bei der Anlage von Geldkapital."

1) R.W. STORER: A critical evaluation of stock market indexes. With discussion. 1959 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S. 38.

Vgl. auch J. CROCKETT und I. FRIEND: Characteristics of stock ownership. 1963 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S. 146-168.

Vgl. weiter I. FRIEND und J. deCANI: Stock market experience of different investor groups. 1966 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S. 44-51.

2) I. FISHER und J.H. LORIE: Loc. cit., 5.

Die von FISHER und LORIE vorgeschlagene Strategie der zufälligen Auswahl einzelner Gesellschaften in das Modellportefeuille enthält im Ansatz nichts grundsätzlich Neues.¹⁾ Außerdem ist nicht einzusehen, wie bei der von ihnen praktizierten Aufnahme sämtlicher Papiere eines Marktes in das Portefeuille und der Investition eines fixen Geldbetrages in jede einbezogene Gesellschaft dem Zufall überhaupt Platz eingeräumt werden kann.²⁾ Die Größe und Zusammensetzung ihrer Portefeuilles ist nämlich durch die Anzahl der verschiedenen Papiere eines Marktes und die Höhe des zu investierenden Gesamtbetrages eindeutig festgelegt.

Einen echten Fortschritt in Richtung auf ein hypothetisches **Z u f a l l s p o r t e f e u i l l e**, an dessen Entwicklung die tatsächlich existierenden, planmäßig ausgewählten Portefeuilles gemessen werden können, bringt dagegen die Arbeit von COHEN und FITCH aus dem Jahr 1966.³⁾

1) Vgl. J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 116 f.

2) Vgl. aber auch L. FISHER: Outcomes for "random" investments in common stocks listed on the New York Stock Exchange. The Journal of Business, XXXVIII (1965), 149-161.

3) Vgl. K.J. COHEN und B.P. FITCH: Loc. cit., B-195 - B-215.

Die genannten Autoren legen Außer Umfang und Zusammensetzung ihres Modellportefeuilles auch noch das relative Gewicht der einzelnen Papiere durch eine Zufallsauswahl fest. Das bedeutet eine Erweiterung des Zufallsspielraumes mit entscheidenden mathematisch-statistischen Konsequenzen für die Analyse von Portefeuilleerträgen. Von der Methodik her bringt ihre Arbeit sicherlich die interessanteste Weiterentwicklung auf diesem Fachgebiet seit den "Common-Stock Indexes" von COWLES¹⁾ aus dem Jahr 1939. Deshalb sollen im nächsten Abschnitt die entscheidenden Gedankengänge von COHEN und FITCH mit den für unsere Berechnungen wichtigen mathematischen Formeln dargestellt werden.

4.2 Die Modellvorstellung des Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung

Anders als die gängigen Aktienkursindizes, die "alle versuchen, ein durchschnittliches Preisniveau für eine Grundgesamtheit von Aktienkursen zu messen"²⁾, will der Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung ("Average Investment Performance Index", weiterhin auch AIPI genannt) die Wertveränderung messen, die von Portefeuilles aus Aktien irgend-

1) A. COWLES, 3rd an Associates: Loc. cit., S. 1-50.

2) K.J. COHEN und B.P. FITCH: Loc. cit., B-195 (Übersetzung).

eines Aktienmarktes zu erhalten ist. Der AIPI will als Richtschnur tatsächlich existierender, verwalteter Portefeuilles dienen. Diese "managed portfolios" können sich aus einer beliebigen Anzahl von Aktien zusammensetzen, wobei die in jede Einzelgesellschaft angelegten Beträge irgendeinen beliebigen Anteil am ursprünglichen Wert des Portefeuilles ausmachen dürfen. Der AIPI stellt einen objektiven Vergleichsmaßstab dar - nämlich die Verteilung aller überhaupt möglichen Portefeuilleerträge -, an dem die tatsächlich erzielten Portefeuilleerträge einer Periode gemessen werden können.

Der AIPI ist das Ergebnis des folgenden Stichprobenplanes:

- (a) zufällige Bestimmung der Anzahl der Gesellschaften eines Aktienmarktes, die in ein bestimmtes Portefeuille aufgenommen werden sollen,
- (b) zufällige Bestimmung der einzelnen Papiere, die in das Portefeuille eingebracht werden,
- (c) zufällige Bestimmung des Anteils vom Portefeuillegesamtwert, der in jeder einzelnen Gesellschaft angelegt werden soll.

Wenn wir ein Zufallsportefeuille dieser Art geschaffen haben, können wir seine Wertveränderung zwischen zwei Zeitpunkten errechnen. Wir gehen dabei von folgenden Voraussetzungen aus:¹⁾

1) Vgl. K.J. COMEN und B.P. FITCH: Loc. cit., B-197.

Angenommen, unsere Grundgesamtheit enthalte N verschiedene Aktiengesellschaften. Auf der ersten Ebene liegt demnach eine gleichförmig verteilte Zahlenreihe $1, 2, \dots, N$ vor. Wenn M die Anzahl der Gesellschaften ist, die in Stufe (a) ausgewählt worden sind, dann erhalten wir ein Portefeuille mit M verschiedenen Aktien.

Als zweiter Schritt (b) erfolgt die Bestimmung der M verschiedenen, spezifischen Aktien aus der Grundgesamtheit von N Aktien dadurch, daß aus einer Zufallszahlentafel im Umfang von 1 bis N die ersten M verschiedenen Zahlen gezogen werden, die dann den Ordnungszahlen der auszuwählenden Gesellschaften entsprechen.

Drittens (c) verschaffen wir uns $M-1$ verschiedene, gleichförmig verteilte Zufallszahlen aus dem Intervall von 0 bis 1 . Diese bezeichnen wir als $x_1, x_2, \dots, x_1, x_{M-1}$ in der Reihenfolge, wie sie ausgewählt worden sind und ordnen sie in eine ansteigende Reihe von Werten $u_1, u_2, \dots, u_j, \dots, u_{M-1}$. Dabei entspricht jedes u_j einem x_j . Wenn wir $u_0 = 0$ und $u_M = 1$ definieren, dann ergibt sich die Reihe

$$u_0 < u_1 < u_2 < \dots < u_{M-1} < u_M. \quad (4.24)$$

Das Gewicht w_i der Aktie i , d.h. der Bruchteil des Gesamtportefeuillewertes, der ursprünglich in die Aktie i investiert worden ist, ergibt sich als

$$w_i = u_i - u_{i-1} \quad (i = 1, 2, \dots, M). \quad (4.25)$$

$$\text{Dabei ist } w_i > 0 \quad (4.26)$$

$$\text{und } \sum w_i = 1. \quad (4.27)$$

Diese Zusammenhänge sollen an einem einfachen Beispiel kurz aufgezeigt werden. Angenommen, unsere Grundgesamtheit bestehe aus $N = 10$ Aktiengesellschaften. Als erster Schritt (a) ist dann aus der Zahlenreihe 1, 2, ..., 10 zufällig eine Zahl M auszuwählen, z.B. $M = 4$. Zweitens (b) sind die 4 verschiedenen Gesellschaften zu bestimmen, deren Aktien in das Portefeuille aufgenommen werden sollen, d.h., aus der Zahlenreihe 1, 2, ..., 10 werden zufällig 4 Zahlen gezogen (ohne Zurücklegen), z.B. 5, 1, 8 und 7. Von den nach der Größe geordneten Gesellschaften der Tabelle 2-2 würde dann das Portefeuille die Aktien von Farben Bayer, RWE, VW und Mannesmann enthalten. Drittens (c) sind aus dem Intervall von 0 bis 1 $M-1 = 3$ Werte zufällig auszuwählen, z.B. $x_1 = 0,8$, $x_2 = 0,1$ und $x_3 = 0,7$. Diese x_i -Werte, in die ansteigende Reihenfolge $u_1 = 0,1$, $u_2 = 0,7$ und $u_3 = 0,8$ gebracht, ergeben nach der Definition von $u_0 = 0$ und $u_M = 1$ mit diesen die Reihe

$$0 < 0,1 < 0,7 < 0,8 < 1.$$

Die einzelnen relativen Gewichte w_1 , w_2 , w_3 und w_4 sind dann 0,1, 0,6, 0,1 und 0,2; d.h., daß 10 v.H. des Portefeuillebetrages in Farben Bayer, 60 v.H. in RWE, 10 v.H.

in VW und 20 v.H. in Mannesmann investiert werden würde. Die mathematische Abhandlung des AIPI, wie sie von COHEN und FITCH durchgeführt worden ist, läßt sich auf einige wichtige Endergebnisse reduzieren.

Der Ertrag r_i einer Aktie i zwischen den Zeitpunkten 0 und t wird als ihre relative Preisveränderung dargestellt:

$$r_i = \frac{p_{it} - p_{i0}}{p_{i0}} \quad (4.28)$$

oder mit Dividendenberücksichtigung

$$r_i = \frac{p_{it} + D_{it} - p_{i0}}{p_{i0}} , \quad (4.29)$$

wobei D_{it} die ausgeschüttete Bardividende pro Aktie ist.

Die relative Wertveränderung irgendeines bestimmten Portefeuilles J zwischen den Zeitpunkten 0 und t entspricht der Summe der Gewichte, mit denen die Gesellschaften i im Portefeuille J versehen sind (d.h. w_{ji}), multipliziert mit der relativen Preisveränderung dieser Gesellschaften (d.h. r_{ji}):¹⁾

$$\Delta V_J = \sum_i^M w_{ji} r_{ji} . \quad (4.30)$$

Der AIPI zwischen den beiden Zeitpunkten 0 und t ist definiert als der Erwartungswert der relativen Wertveränderung

1) Vgl. K.J. COHEN und B.P. FITCH: Loc. cit., B-200.

eines Zufallsportefeuilles zwischen 0 und t:¹⁾

$$AIPi = \frac{1}{N} \sum_{M=1}^N \left[\frac{1}{C_M} \sum_{J=1}^{C_M} E(\Delta V_J) \right] . \quad (4.31)$$

Gleichung (4.31) zeigt, daß der AIPi dargestellt werden kann als die Summe aus dem Erwartungswert der relativen Wertveränderungen aller überhaupt möglichen Portefeuilles, multipliziert mit der Wahrscheinlichkeit, mit der ein bestimmtes Portefeuille - d.h. eine bestimmte mögliche Zusammensetzung von Aktien - zu erhalten ist. Die Wahrscheinlichkeit, einen bestimmten Wert von M zu erhalten, ist $\frac{1}{N}$. Die Gesamtzahl der Portefeuilles mit genau M Aktien ist $C_M = \binom{N}{M} = \frac{N!}{M!(N-M)!}$, die Wahrscheinlichkeit, ein bestimmtes Portefeuille mit M Aktien zu erhalten, also $\frac{1}{C_M}$.

Schließlich gelangen COHEN und FITCH zu folgender einfachen Formel:²⁾

$$AIPi = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r_i , \quad (4.32)$$

was bedeutet, daß der Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung während einer Periode dem arithmetischen Mittel der relativen Preisveränderungen aller Aktien der Grundgesamtheit in dieser Periode entspricht.

Die Varianz der Erträge von Zufallsportefeuilles ("Variance of Random Portfolio Returns", weiterhin auch VRPR genannt)

1) Vgl. K.J. COHEN und B.P. FITCH: Loc. cit., B-200.

2) Vgl. ebenda, B-202.

errechnet sich nach der Formel

$$VRPR = E \left[V_J - E(V_J) \right]^2 = E \left[V_J - AIPI \right]^2, \quad (4.33)$$

die sich zu

$$VRPR = F \cdot \sigma_{r_i}^2 \quad (4.34)$$

vereinfachen läßt. Hierbei ist $\sigma_{r_i}^2$ als die Varianz der Erträge sämtlicher Aktien zwischen den Zeitpunkten 0 und t definiert. F ist ein Faktor, der nur von N, der Anzahl der Aktien in der Grundgesamtheit abhängt und der kleiner ist als 1; d.h., daß die Varianz der Erträge von Zufallsportefeuilles kleiner ist als die der individuellen Aktien.

Auf Grund der annähernden Normalverteilung der Erträge von Zufallsportefeuilles können die tatsächlich existierenden, verwalteten Portefeuilles mit Hilfe von AIPI und VRPR in eine Rangfolge gebracht werden.

Dazu schreiben COHEN und FITCH:²⁾

"Für genügend große Werte von N glauben wir, daß die relativen Erträge von Portefeuilles, die nach der dreistufigen Zufallsstichprobe ausgewählt worden sind, annähernd normalverteilt sind, mit dem Mittelwert AIPI und der Varianz VRPR. Mögen auch die relativen Erträge der einzelnen Aktien der Grundgesamtheit nicht normalverteilt sein, so führt doch der zentrale Grenzwertsatz zu der Feststellung, daß die relativen Erträge von Zufallsportefeuilles annähernd normalverteilt sind; und zwar deshalb, weil sich der relative Ertrag eines jeden Zufallsportefeuilles als gewogenes Mittel der Erträge von den im Portefeuille enthaltenen, individuellen Aktien darstellen läßt."

1) Vgl. K.J. COHEN und B.P. FITCH: Loc. cit., B-206.

2) K.J. COHEN und B.P. FITCH: Loc. cit., B-211 (Übersetzung).

Wir interpretieren den Wert des AIPI während einer Periode als den Median, d.h. das 50. Perzentil der Erträge von Zufallsportefeuilles. Entsprechende Dezile können nun berechnet werden, indem man entsprechende Vielfache der Quadratwurzel von VRPR zum Wert des AIPI addiert oder von ihm subtrahiert. So ist z.B. das 10. Perzentil der Zufallsportefeuilleerträge

$$\text{AIPI} - 1,282 \sqrt{\text{VRPR}},$$

oder das 70. Perzentil der Zufallsportefeuilleerträge

$$\text{AIPI} + 0,525 \sqrt{\text{VRPR}}.$$

Mit diesen Dezilen der Werte von Zufallsportefeuilleerträgen läßt sich nun den jährlichen Erträgen von tatsächlichen, verwalteten Portefeuilles eine Rangfolge zuweisen, je nachdem, wo die auf der entsprechenden Verteilung liegen.

Zum Aufstellen der Rangfolge kann folgender Schlüssel dienen:

Rang	Perzentile, zwischen welchen der tatsächliche Ertrag R_i liegt
0	$0 \% \leq R_i < 10 \%$
1	$10 \% \leq R_i < 20 \%$
2	$20 \% \leq R_i < 30 \%$
3	$30 \% \leq R_i < 40 \%$
4	$40 \% \leq R_i < 50 \%$
5	$50 \% \leq R_i < 60 \%$
6	$60 \% \leq R_i < 70 \%$
7	$70 \% \leq R_i < 80 \%$
8	$80 \% \leq R_i < 90 \%$
9	$90 \% \leq R_i \leq 100 \%$

Das Einbeziehen der Standardabweichung von Zufallsportefeuilleerträgen in den Maßstab der durchschnittlichen Anlageerfahrung bedeutet einen entscheidenden Schritt vorwärts. Von der mehr deskriptiven Behandlung der Aktienkursindizes ausgehend ist es damit gelungen, einen Standard für das Abschneiden der verschiedensten institutionellen und privaten Portefeuilles zu entwickeln. Weil die Risikoabneigung des Anlegers¹⁾ - resultierend aus dem sinkenden Grenznutzen des Geldes - ein Grund für die Streuung seines Vermögens auf verschiedene Wertpapiere sein dürfte, kann es nur vorteilhaft sein, wenn das Risiko, als mögliche Abweichung des Anlageresultats vom erwarteten Ertrag, in dem Maßstab verwendet wird.²⁾

1) Vgl. dazu A.D. ROY: Safety first and the holding of assets. *Econometrica*, 20 (1952), 431.
Sowie W.F. SHARPE: Risk aversion in the stock market: some empirical evidence. *The Journal of Finance*, 20 (1965), 416-422.

2) Vgl. H.M. MARKOWITZ: Loc. cit., S. 72-115.
Vgl. auch W.F. SHARPE: Mutual fund performance. *The Journal of Business*, XXXIX (1966), 119-138.
Vgl. aber auch: I. HOROWITZ: The "reward-to-variability" ratio and mutual fund performance. *The Journal of Business*, XXXIX (1966), 485 - 488.

4.3 Der Einfluß des Gewichtungsschemas und der Verkettungs- methode auf die Indexergebnisse

In den vorangegangenen Abschnitten ist deutlich geworden, daß sich die Unterschiede zwischen den einzelnen Formeln zu einem großen Teil auf verschiedenartige Gewichtungsmodalitäten zurückführen lassen. Das spricht für die entscheidende Rolle, die der Frage der Gewichtung zukommt und für die Notwendigkeit, das Problem der Gewichtung zusammenfassend zu untersuchen.

Wenn unter den relativen Gewichten der einzelnen Gesellschaften im Portefeuille auch die Grenzwerte $w_1 = 0$ und $w_k = 1$ zugelassen würden, würde das bedeuten, daß die Gesellschaft i nicht im Portefeuille enthalten (der in i investierte Betrag hat den Wert 0) und in Gesellschaft k der gesamte Wert des Portefeuilles investiert ist (Ein-Gesellschaft-Portefeuille). In diesem Fall wäre unter dem Begriff der Gewichtung nicht nur die relative Bedeutung eines jeden einzelnen Papiere zu verstehen, sondern darüber hinaus auch die Bestimmung der Gesamtanzahl der verschiedenen Papiere im Portefeuille.

Dann aber wäre unbedingt denjenigen Autoren zuzustimmen, die der Gewichtung eine noch größere Bedeutung einräumen als der Wahl der Indexformel.¹⁾ Wie gezeigt worden war, bleibt der

1) Vgl. J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 57.

der Wahl der Indexformel kein großer Spielraum, sobald eine bestimmte hypothetische Geldanlagestrategie und damit ein bestimmtes Gewichtungsschema festgelegt ist.

Der Versuch, ein Investmentmodell des typischen "durchschnittlichen Aktionärs" darzustellen, scheitert an der Dispersion der einzelnen, individuellen Aktienerträge. Anders ausgedrückt, wenn sich alle - bereinigten - Aktienkurse um den genau gleichen Prozentsatz nach oben (oder unten) verändern würden, wäre jede beliebige Indexformel ein Spiegelbild für die Anlageerfahrung eines jeden Investors und das Problem der Gewichtung hinfällig.

Um den unterschiedlichen Investmentstrategien Rechnung zu tragen und einen Vergleich ihrer Ergebnisse zu ermöglichen, wird im empirischen Teil der vorliegenden Arbeit eine Anregung BLEYMÜLLERS aufgegriffen¹⁾, und es werden drei "typische" Geldanlagemodelle verwendet. Im einzelnen handelt es sich hierbei um den Wertindex, den Index der Fixinvestition und den AIPI. Davon dürfte die Indexreihe des AIPI die größte Aussagefähigkeit besitzen, weil sie der Anlagepolitik eines bezüglich Anzahl, Art und Gewicht der einzubeziehenden Gesellschaften präferenzenlosen Investors angepaßt ist.

1) J. BLEYMÜLLER: (Loc. cit., S. 61) schreibt dazu:
"Interessant wäre der systematische Vergleich des Verhaltens unterschiedlich gewichteter Indizes im Zeitablauf. Systematische Untersuchungen fehlen allerdings noch weitgehend."

An dieser Stelle sei noch hinzugefügt, daß andere Gewichte, die schon bei reinen Aktienkursindizes auf berechnete Kritik stoßen, bei der Betrachtung von Anlagemodellen sinnlos sein können. So stünde z.B. eine Gewichtung mit dem nominalen oder wertmäßigen Börsenumsatz eines Wertpapiers völlig im Widerspruch zu den mehr statischen Investmentmodellen.

Interessanterweise lassen sich durch die Gewichtung auch Diskontinuitäten eliminieren, die durch die Fluktuation von Gesellschaften entstehen. Unter dem Begriff der Fluktuation lassen sich hierbei vier verschiedene Fälle zusammenfassen, nämlich die Entflechtung und die Fusion von Gesellschaften, das Auftreten neuer am und das Verschwinden alter Gesellschaften vom Aktienmarkt.¹⁾ Es ist dabei zu unterscheiden, ob die möglichen Veränderungen der Grundgesamtheit auch ihren Niederschlag in dem jeweiligen hypothetischen Portefeuille finden oder nicht. Die Fluktuation von kleinen Gesellschaften, die ohnehin in keinem Portefeuille enthalten sind und auch nicht aufgenommen werden, ist z.B. dann ohne Relevanz für die Untersuchung, wenn die Auswahl nach dem Konzentrationsprinzip erfolgt. Anders liegt der Fall jedoch, wenn ein zum Zeitpunkt t ausgewähltes und somit im Portefeuille enthaltenes Papier zum Zeitpunkt $t + k$ nicht mehr oder nicht mehr in der alten Form existiert: Geht eine

1) Dieser Fluktuationsbegriff ist etwas weiter gefaßt als der von J. BLEYMÜLLER (Loc. cit., S. 95) und dadurch besser dem Untersuchungszweck angepaßt.

Gesellschaft des Portefeuilles wegen Konkurses in Liquidation, dann erleidet der Investor einen Verlust, der in der Indexformel berücksichtigt werden muß ($p_{t+k} = 0$).

Eine aus der Auswahl nach dem Konzentrationsprinzip herrührende Streichung aus einem oder Neuaufnahme in ein Portefeuille bedeutet dagegen weder Verlust noch Gewinn für den Investor, folglich darf der Index dadurch auch nicht beeinflusst werden.

Die Berichtigung der Indizes erfolgt zweckmäßigerweise durch den Einbau von Korrekturfaktoren im Nenner der Indexformeln¹⁾ oder durch die sogenannte Verkettung von Indizes. Die zweite Möglichkeit ist eleganter und "liegt dann vor, wenn eine Indexzahl (I_{Ot^*}) aus einer vorangehenden Kette von solchen (I_{01} , I_{12} , usw.) nach der Formel

$$I_{Ot^*} = I_{01} \cdot I_{12} \cdot \dots \cdot I_{t-1,t}$$

berechnet wird."²⁾ Die Verkettungsmethode ist von der Art der mathematischen Formel weitgehend unabhängig;³⁾ beispielhaft soll sie am Index der durchschnittlichen Investorenerfahrung (AIPI) demonstriert und aufgezeigt werden,

1) Vgl. dazu J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 92.

Vgl. auch F. McINTYRE: Loc. cit., 561.

Ähnlich auch A. COWLES, 3rd and Associates: Loc. cit., S. 17-23.

2) J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 53.

3) In der Praxis der Aktienkursindizes wird bzw. wurde die Verkettungsmethode z.B. angewendet bei den Indexreihen von A. COWLES, 3rd and Associates: (Loc.cit., S.66-434), L. FISHER: Some new stock-market indexes. (Loc.cits., 202-203), K.J. COHEN und B.P. FITCH: (Loc. cit., B-209 - B-210).

wie der AIPI während aufeinanderfolgender Zeitabschnitte berechnet wird.

Mit $\text{AIPI}(t, t+k)$ wollen wir den Wert des AIPI zwischen den Zeitpunkten t und $t+k$ bezeichnen; beispielsweise würde der $\text{AIPI}(t, t+k) = 0,50$ betragen bei einer Wertveränderung des Portefeuilles zwischen t und $t+k$ um $+ 50$ v.H.

Es gilt nun zu beweisen, daß

$$1 + \text{AIPI}(t, t+k) = \left[1 + \text{AIPI}(t, t+1) \right] \left[1 + \text{AIPI}(t+1, t+2) \right] \dots \left[1 + \text{AIPI}(t+k-1, t+k) \right].$$

Wenn wir den Gesamtwert irgendeines Portefeuilles, das durch den AIPI bestimmt ist, zum Zeitpunkt $\tilde{t}$ mit $V_{\tilde{t}}$ bezeichnen, dann ergibt sich

$$\text{AIPI}(\tilde{t}; \tilde{t}+1) = \frac{V(\tilde{t}+1) - V_{\tilde{t}}}{V_{\tilde{t}}}$$

Daraus folgt

$$1 + \text{AIPI}(\tilde{t}, \tilde{t}+1) = \frac{V(\tilde{t}+1)}{V_{\tilde{t}}}$$

und bei wiederholter Anwendung dieser Gleichung

$$\begin{aligned} & \left[1 + \text{AIPI}(t, t+1) \right] \left[1 + \text{AIPI}(t+1, t+2) \right] \dots \left[1 + \text{AIPI}(t+k-1, t+k) \right] \\ &= \frac{V(t+1)}{V_t} \cdot \frac{V(t+2)}{V(t+1)} \cdot \dots \cdot \frac{V(t+k)}{V(t+k-1)} = \frac{V(t+k)}{V_t}. \end{aligned}$$

Wegen

$$AIP_{I(t,t+k)} = \frac{V_{(t+k)} - V_t}{V_t}$$

und

$$1 + AIP_{I(t,t+k)} = \frac{V_{(t+k)}}{V_t}$$

ist die Gültigkeit der Ausgangsformel für den Kettenindex bewiesen.

Der große Vorteil der Verkettungsmethode ist darin zu sehen, daß das Wertpapierportefeuille während jeder Periode der Marktstruktur angepaßt werden kann und zwar, ohne daß die häufig kumulierten Korrekturfaktoren Anwendung finden müßten. Dadurch erhöht sich die Anzahl der "effektiven"¹⁾ Aktien, d.h. der Aktien, die den Index beeinflussen können, u.U. beträchtlich.

BLEYMÜLLER weist in diesem Zusammenhang darauf hin, daß grundsätzlich alle Indexkorrekturen als Verkettung interpretiert werden können,²⁾ nämlich als Neuverteilung der Aktienportefeuilles durch gedankliche Käufe und Verkäufe, wobei die Prämisse gesetzt wird, daß dabei keine Kosten anfallen. Diese fiktiven Transaktionen können auf einzelne Aktien beschränkt bleiben, aber auch das gesamte Portefeuille umfassen.

Durch die Anwendung der Verkettungsmethode wird erreicht, daß während jeder Periode in Zähler und Nenner die gleichen Aktien enthalten sind, und deshalb jedes beliebige Wertpapier im Index berücksichtigt werden kann, sofern seine Kurse für nur zwei aufeinanderfolgende Zeitpunkte bekannt sind.

1) Vgl. F. McINTYRE: Wholesale price indexes. Journal of the American Statistical Association, 36 (1941), 185-190.

2) Vgl. J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 92.

Die Frage nach der Häufigkeit der notwendigen Verkettungen, d.h. nach der Länge der Berechnungsperioden für die Teilindizes, läßt sich nicht eindeutig beantworten. Eine monatliche Verkettung dürfte wohl nur dann zweckmäßig sein, wenn es sich um einen Index handelt, der sämtliche Papiere eines Marktes enthält und zudem nicht¹⁾ mit dem Nominalkapital der einzelnen Gesellschaften gewichtet ist. Außerdem ist es sehr fraglich, ob auch bei monatlicher Verkettung und somit monatlicher Umverteilung des Portefeuilles die anfallenden Transaktionskosten wie Spesen, Börsenumsatzsteuer und Maklergebühren²⁾ noch vernachlässigt werden können, denn je häufiger Verkettungen stattfinden, umso größer wären ihre - bisher nicht in Rechnung gestellten - Auswirkungen auf den Ertrag der einzelnen Portefeuilles.³⁾ Zusätzlich zu den ange-

-
- 1) Vgl. dazu Abschnitt 5.2 "Die Entwicklung des Wertindex in Abhängigkeit von der Anzahl der Papiere im Portefeuille", und Abschnitt 6.1 "Eine optimale Portefeuillegröße bei der Berechnung eines Aktienindex nach der Konzeption der aggregierten Börsenwerte".
 - 2) Dazu schreibt H. KÖHLER: Umgang mit Aktien. Langfristige Anlageziele dominieren. Der Volkswirt, 28 (1968), 38: "Das Thema Spesen interessiert besonders und spielt bei der Betrachtung des Nutzens einer Anlage eine wesentliche Rolle. In der Regel werden in der Bundesrepublik bei Aktienkäufen und ebenso auch bei Verkäufen berechnet: 0,8 Prozent Provision vom Kurswert für das ausführende Institut, eine dem Börsenmakler zu vergütende Vermittlungsgebühr (Courtage) von derzeit 0,7 Promille sowie schließlich eine an das Land zu entrichtende Börsenumsatzsteuer in Höhe von 1/4 Prozent. Alles in allem wird man überschlagsmäßig auf jeder Seite mit einem Aufwand von 1 1/8 Prozent rechnen müssen. Das bedeutet, daß ein Nutzen für den Anleger erst dann eintritt, wenn sich der Wert seines Papiers um mindestens 2 1/4 Prozent erhöht."
 - 3) In diesem Zusammenhang wird man an die Weisheit der alten Börsenregel erinnert: "Hin und her macht Taschen leer!" Vgl. dazu: Anlageberatung in der Schweiz. Handelsblatt v. 5.9.1968, S. 24. '

führten Gründen gegen eine monatliche Verkettung käme die Verzwölffachung des Rechen- und vor allem Datenbeschaffungsaufwands, was den Rahmen dieser Dissertation sprengen würde.¹⁾

Als Grund für die in dieser Arbeit angewendete und als ausreichend erachtete Verkettung jeweils zum Jahresende ist vor allem die relativ geringe Fluktuation der notierten Gesellschaften anzuführen. Eine jährliche Verkettung bietet sich auch deshalb an, weil Ergebnisse und Renditen anderer Anlageformen in der Regel für jährliche Zeitabschnitte festgestellt werden und sich somit bequem mit den entsprechenden Teilindizes vergleichen lassen.²⁾

Zusammenfassend kann zu dem Fragenkomplex Gewicht und Verkettung noch folgendes angeführt werden: Fixe Gewichte schaffen ein starres Portefeuille, dessen hauptsächlicher Nachteil darin besteht, langfristig einen dynamischen Aktienmarkt nicht repräsentieren zu können.³⁾ Da jede Index-

-
- 1) So geben z.B. L. FISHER und J.H. LORIE (Loc. cit., 2) allein die Anlaufkosten für die umfangreiche Analyse des Aktienmarktes der New York Stock Exchange - bei monatlich verketteten Indexreihen - mit mehr als \$ 200 000.- an.
 - 2) In der BRD werden außerdem die Sylvesternotierungen von 1959, 1962, 1965 und 1968 als Grundlage für die amtlichen Steuerkurse herangezogen, zu welchen die Veranlagung zur Vermögenssteuer erfolgt. Vgl. dazu beispielsweise: Steuerkurse 1968. Frankfurter Allgemeine Zeitung, Nr. 1 vom 2.1.1969. S. 13.
 - 3) Vgl. H. W. HAYCOCKS und J. PLYMEN: The design, application and future development the Financial Times actuaries index. The Journal of the Institute of Actuaries, Vol. 90, Part IV, Nr. 387 (1964), 267-324.

korrektur als Verkettung dargestellt werden kann, sind anschauliche Teilindizes den kumulierten Korrekturfaktoren vorzuziehen.

Eine letzte Frage ist in diesem Zusammenhang noch von Interesse. Wegen der Fluktuation der Gesellschaften entsteht bei den Indizes mit starren Gewichten ein sogenannter "Homogenitätsfehler"¹⁾, weil weit auseinanderliegende Perioden miteinander verglichen werden müssen. Ob dieser Fehler größer oder kleiner ist als der, der beim Kettenindex durch die Verbindung der einzelnen Perioden auftritt, kann nicht eindeutig beantwortet werden.²⁾ Man wird sich jedoch der Ansicht ALLENS anschließen dürfen, der die Abweichungen des direkten Index vom Kettenindex langfristig als sehr gering einschätzt.³⁾

4.4. Der langfristige Ertrag eines Portefeuilles

Bevor auf den empirischen Teil der Untersuchung eingegangen wird, sollen an einem einfachen Beispiel die Beziehungen

1) Vgl. J.BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 95.

2) Vgl. dazu beispielsweise J.R. BROWN: Reliability of Chained Indexes. Diss. University of Alabama, 1963. 65 S. Vgl. auch J. C. SAWHILL: A chain index versus a fixed-base index for measuring changes in the cost of living. 1964 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S. 234-240.

3) Vgl. R.G.D. ALLEN: Loc. cit., 288.

zwischen dem langfristigen Ertrag eines Portefeuilles, den durchschnittlichen Jahreserträgen und den einzelnen Teilindizes aufgezeigt werden. Wir nehmen an, daß ein Wertpapierportefeuille mit einem Gesamtbetrag von DM 10.000,- während fünf aufeinanderfolgender Jahre die angeführten Erträge erbringt:

Jahr	1	2	3	4	5	Durchschnittswerte
Ertrag in v.H.	10	20	-5	-10	0	+ 3
Teilindex in v.H.	110	120	95	90	100	103
angewachsener Betrag	11000,-	13200,-	12540,-	11286,-	11286,-	
durchschnittl. jährlicher Ertrag in v.H.	10,0	14,9	7,9	3,1	2,45	

Wenn zu Beginn des ersten Jahres DM 10.000,- in das Portefeuille investiert worden sind, ist dieser Betrag bis zum Jahresende auf DM 11.000,- angewachsen. In dasselbe Portefeuille reinvestiert, stehen uns am Ende des zweiten Jahres $(1,10 \cdot 1,20) \cdot 10.000 = 13.200$ DM, am Ende des dritten $(1,10 \cdot 1,20 \cdot 0,95) \cdot 10.000 = 12.540$ DM, und schließlich am Ende des fünften Jahres $(1,10 \cdot 1,20 \cdot 0,95 \cdot 0,90 \cdot 1,00) \cdot 10000 = 11.286$ DM

zur Verfügung. Der Endbetrag von 11.286 DM entspricht einem Kettenindex $I_{\star}^{05} = 112,86$ v.H. und ist geringer als die Verzinsung von 10.000 DM mit dem arithmetischen Mittel der Jahreserträge während der fünf Jahre:

$(1,03)^5 \cdot 10.000 = 11.593$ DM. Die durchschnittliche jährliche Ertragsrate R würde sich als geometrisches Mittel wie folgt errechnen:

$$R = \left(\frac{112,86}{100} \right)^{1/5} - 1 = 0,0245 = 2,45 \text{ v.H.}$$

5. Kapitel

DIE ERGEBNISSE DER UNTERSUCHUNG IM MODELLJAHR 1967

5.1 Die technische Durchführung der Berechnungen

Die empirischen Berechnungen dieser Arbeit wurden zum größten Teil auf einem elektronischen Tischrechner vom Typ OLIVETTI PROGRAMMA 101 mit manueller Dateneingabe durchgeführt. Die Lösung verschiedener Teilaufgaben - z.B. die Berechnung des Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung und die Überprüfung des zentralen Grenzwertsatzes - wurde jedoch erst möglich durch den Einsatz der IBM Großrechenanlage 360/50 des Rechenzentrums der Universität Münster. Dabei stellte sich heraus, daß sich der Zeitaufwand für die programmier- und rechentechnische Seite der Arbeit und der Zeitbedarf für die Datenbeschaffung ungefähr die Waage hielten: Das macht deutlich, wie hoch der Nutzen einer zentralen Datenbank für Zahlenmaterial über die deutschen Aktiengesellschaften für jede Art von Aktienindexberechnungen zu veranschlagen wäre.¹⁾

1) In diesem Zusammenhang sei nur an die von J. BLEYMÜLLER (Loc. cit., S. 11) genannten, 15 allein in der BRD laufend berechneten Aktienkursindizes erinnert. Vgl. auch: Aktienkursindizes in Westdeutschland. Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen, 12 (1959), 282-283. Vgl. aber auch: Hoppenstedt-Charts (Verlag Hoppenstedt & Co., Darmstadt), bearbeitet von H.D. SCHULZ und U. HIELSCHER, die seit 1968 Kurs-, Umsatz-, Indexschaubilder wöchentlich von über 100 deutschen Aktien enthalten. - So waren für die Sammlung, Aufbereitung und Kontrolle der in dieser Untersuchung benötigten rund 32.000 Einzelangaben, für das Aufstellen der Computerprogramme und für die Be-

5.2 Die Entwicklung des Wertindex in Abhängigkeit von der Anzahl der Gesellschaften im Portefeuille

Um die Beziehungen zwischen den einzelnen Indizes und der Anzahl der Papiere in den Portefeuilles aufzuzeigen, wurden gesonderte Berechnungen für sechs verschiedene Portefeuilles angestellt.¹⁾

Nach der Formel des Wertindex berechnet ergab sich im Jahr 1967 für das Portefeuille I ein Ertrag von + 43,2 v.H. ohne die Berücksichtigung der ausgeschütteten Barmdividenden (o.D.), mit deren Berücksichtigung (m.D.) von + 48,2 v.H. In Abbildung 5-1 ist der Ertrag dargestellt, der sich durch die Vergrößerung des Portefeuilles um jeweils eine - die nächstkleinere - Gesellschaft einstellt. Von der Gesellschaft Nr. 81 bis 100 werden einmal die Erträge gesondert für das Portefeuille II wiedergegeben, zum anderen werden, parallel dazu, die Gesellschaften Nr. 81 - 100 in das Portefeuille I eingebracht und bilden zusammen das Portefeuille III.

Offensichtlich verändert sich der Portefeuilleertrag bei Hinzufügen einer Gesellschaft nur zu Anfang des Prozesses in stärkerem Ausmaß. Spätestens ab einer Portefeuillegröße von 40 Gesellschaften reagiert er kaum mehr darauf; ab dem

Fortsetzung der Fußnote 1) von S. 75:

rechnet der einzelnen Indizes und sonstiger Ergebnisse ungefähr zehn Monate notwendig.

Vgl. dazu L. FISHER: Use of electronic computers in the quality control of financial data. 1963 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S. 169-171.

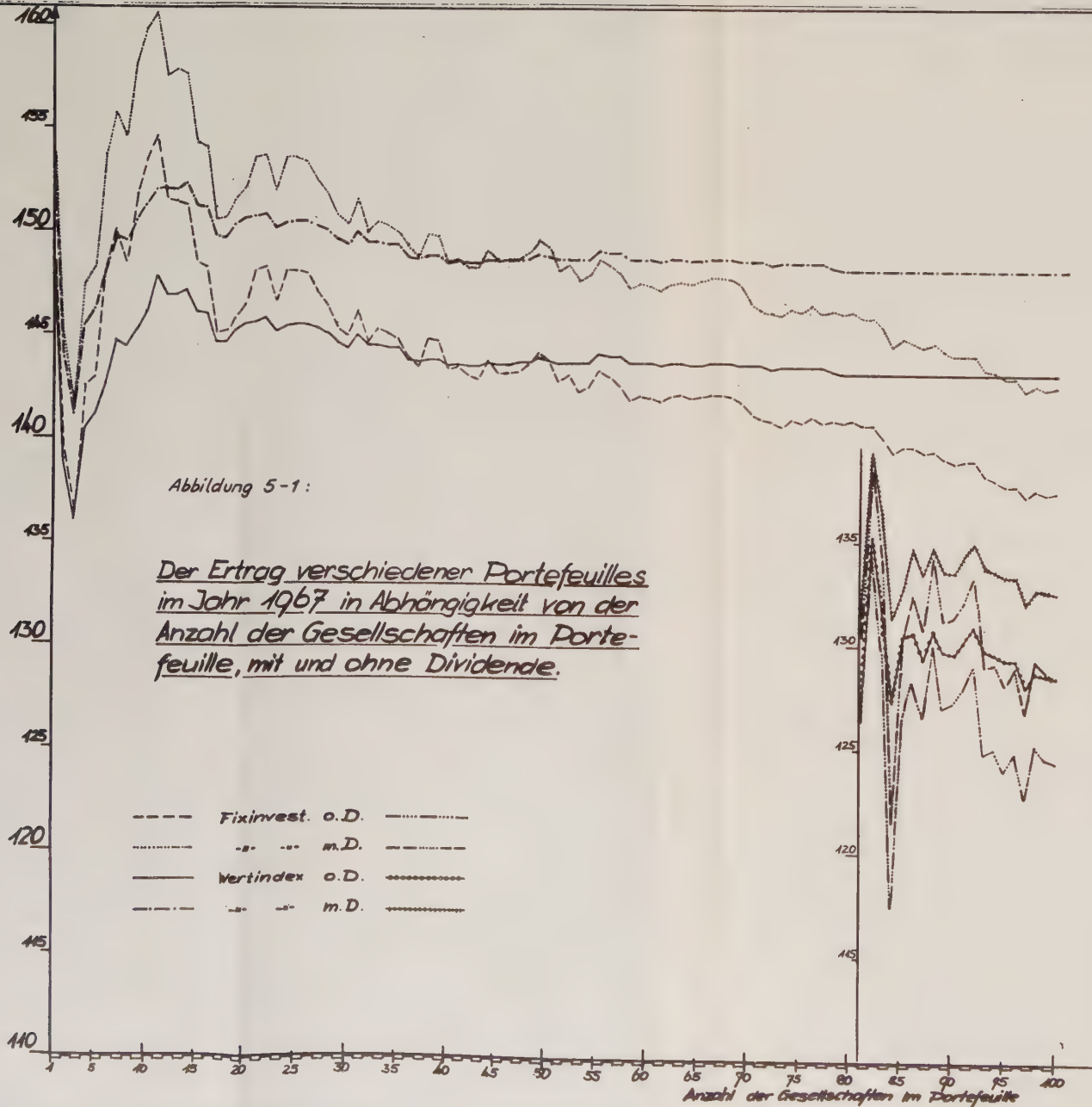
1) Vgl. dazu Abschnitt 2.3 "Die Auswahl der einzelnen Aktiengesellschaften".

Portefeuille mit 60 Gesellschaften läßt sich die jeweilige Ertragsveränderung nur noch in hundertsten Teilen eines Prozents messen.

Dieser Tatbestand wird besonders deutlich am Verlauf der Ertragskurven von Portefeuille II und III. Das Portefeuille II lieferte im Jahr 1967 einen Ertrag von + 28,6 v.H. (o.D.), bzw. + 32,5 v.H. (m.D.); er liegt damit um fast 16 v.H. unter dem des Portefeuilles I. Wird nun das Portefeuille I mit II zu III vereinigt, - die Börsenkapitalisation am Ende des Jahres 1967 erhöht sich dadurch von 68,76 Mrd. DM um 1,16 Mrd. DM auf 69,92 Mrd. DM - so zeigt sich, daß dadurch überhaupt keine meßbare Ertragsveränderung im Vergleich zu Portefeuille I erfolgt.

Die geringe Reagibilität unseres Maßstabes findet ihren Grund in dem Auswahlverfahren, nach dem der Wertindex konzipiert ist: die Gewichtung mit dem Nominalkapital verschafft den bereits im Portefeuille befindlichen Gesellschaften ein derartiges Übergewicht, daß eine große Anzahl hinzukommender kleinerer Gesellschaften praktisch keine Auswirkung auf den Ertrag hat - solange die individuellen Erträge der Gesellschaften auch nur annähernd gleich verteilt sind.

Um den Einfluß der Gewichtung auf den Ertrag eines wachsenden Portefeuilles deutlich zu machen, kommt es uns zustatten, daß der - ungewichtete - Index der Fixinvestition mit den individuellen Ertragsraten der Einzelgesellschaften allein



operiert, welche beim Wertindex nur die eine Komponente darstellen.

5.3 Die Entwicklung des Index der Fixinvestition in Abhängigkeit von der Anzahl der Gesellschaften im Portefeuille

Nach der Strategie der Fixinvestition erbrachten die Portefeuilles im Jahr 1967 folgende Erträge:

Portefeuille I	+ 40,9 v.H. (o.D.)	+ 46,2 v.H. (m.D.)
II	+ 24,5 v.H. (o.D.)	+ 28,8 v.H. (m.D.)
III	+ 37,5 v.H. (o.D.)	+ 42,6 v.H. (m.D.)

Aus Tabelle 5-1 und aus Abbildung 5-1 wird deutlich, daß der Index der Fixinvestition wesentlich stärker auf das Vergrößern des Portefeuilles reagiert als der Wertindex, und zwar deshalb, weil durch die unterschiedlichen Gewichte sich die (gleichen) individuellen Erträge der (gleichen) Einzelgesellschaften in den beiden Indizes verschieden auswirken.

Dieser Zusammenhang kann deutlich gemacht werden mit einem Zitat von WALLIS und ROBERTS:¹⁾

"Die Tatsache, daß die Erweiterung einer Stichprobe um eine einzige Beobachtung das Mittel nicht erheblich verändert, kann in der Sprache des gewogenen Mittels ausgedrückt werden. Das Mittel von $n-1$ Beobachtungen möge $\bar{x}_1$ sein und die n -te Beobachtung x_n . Dann kann $\bar{x}$, das Mittel sämtlicher n Beobachtungen, als ein gewogenes Mittel von $\bar{x}_1$ und x_n angesehen werden."

1) W.A. WALLIS und H.V. ROBERTS: Methoden der Statistik. 2. Auflage, Freiburg i.Br.: Rudolf Haufe Verlag, 1962. S. 180 - 181.

sehen werden; die Gewichte sind $(n-1)/n$ und $1/n$. Das heißt,

$$\begin{aligned}\bar{x} &= w_1 x_1 + w_2 x_n = \left(\frac{n-1}{n}\right) \bar{x}_1 + \frac{1}{n} x_n = \frac{n}{n} \bar{x}_1 - \frac{1}{n} \bar{x}_1 + \frac{1}{n} x_n \\ &= \bar{x}_1 + \frac{1}{n} (x_n - \bar{x}_1).\end{aligned}$$

Wie wir ... feststellten, verändert eine n-te Beobachtung das vorhergehende Mittel um ein n-tel seiner Differenz zum vorhergehenden Mittel."

Die von WALLIS und ROBERTS angeführten Gewichte $w_1 = (n-1)/n$ und $w_2 = 1/n$ treffen bei uns für den Index der Fixinvestition zu. Beim Wertindex wird durch die Auswahl nach dem Konzentrationsprinzip das Verhältnis zwischen w_1^* und w_2^* (für jedes beliebige n) zugunsten von w_1^* verschoben, d.h., eine Erweiterung des Portefeuilles um eine einzige Gesellschaft hat in jedem Fall eine geringere Auswirkung auf den Ertrag als beim Index der Fixinvestition.

Tabelle 5-1: Die Abhängigkeit des Ertrags (in v.H.) von der Gesamtzahl der nach dem Konzentrationsprinzip ausgewählten Gesellschaften in Portefeuille III im Jahre 1967 bei verschiedenen Investmentstrategien

Anzahl der Gesellschaften	Wertindex (o.D.)	Dividendenkomponente	Index der Fixinvestition	Repräsentationsquote in v.H.
1	+ 48,5	5,3	+ 48,5	
10	46,2	6,3	53,5	46,3
20	45,5	5,6	46,5	65,8
30	45,0	5,4	46,2	77,4
40	43,5	5,2	43,4	84,5
50	43,8	5,3	43,8	89,0
60	43,7	5,1	42,0	93,2
70	43,6	5,1	41,4	96,8
80	43,2	5,0	40,9	99,0
90	43,3	5,0	39,3	99,8
100	43,2	5,0	37,5	100,0

Im Kapitel 4.1 haben wir festgestellt, daß das Problem der Gewichtung nur wegen des heterogenen Verhaltens der einzelnen Aktienkurse existiert. Ein Grund für die Errechnung von Indizes ist jedoch gerade diese Heterogenität: wir versuchen, gleichsam durch die Verschiedenartigkeit des Kursverhaltens hindurch, die *a l l g e m e i n e L a g e* am Aktienmarkt zu erkennen. Das heißt aber, daß auch unsere beiden Indizes als gewogene oder ungewogene Mittelwerte aus Kursmeßzahlen nur ein Teilbild der in dem ursprünglichen Datensatz von Einzelkursen enthaltenen Informationen wiedergeben können. Insbesondere geben sie nicht die geringste Auskunft über die Weite der Streuung um diese Durchschnitte herum, eine Information, die für uns dann besonders wichtig ist, wenn wir wissen wollen, wie repräsentativ der Durchschnitt für die individuellen Fälle ist. Es ist verwunderlich, daß sich diese Ansicht bei der Behandlung von Aktienkursindizes bisher recht wenig eingebürgert hat, und vage Andeutungen über die Gleichartigkeit des Kursverhaltens immer noch an Stelle exakter Angaben von Streuungsmaßen veröffentlicht werden. Eine Erklärung für dieses Phänomen könnte sein, daß bei den individuellen Aktienkursen in der Regel die absoluten Kurse oder aber Kursdifferenzen angegeben werden und nicht normierte Kursmeßzahlen, die eine sinnvolle Definition von Streuungsmaßen erst ermöglichen.¹⁾

1) Vgl. dazu V.S. v. SZELISKI: The statistical analysis of stock prices. Econometrica, Vol. III (1935), 435-455.

Die Standardabweichung der Kursmeßzahlen wird nach der Formel berechnet

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2}{n - 1}}$$

Dabei bedeuten: n = Umfang der Stichprobe,

x_j = die Wertänderungen der einzelnen
Papiere der Stichprobe innerhalb eines
Jahres in v.H. und

$\bar{x}$ = die jeweiligen durchschnittlichen Er-
tragszuwächse in v.H.

Die mittlere quadratische Abweichung der Kursmeßzahlen (o.D.)
im Jahre 1967 betrug in

Portefeuille I = 23,1 v.H.

II = 24,0 v.H.

III = 24,4 v.H.

Eine Zerlegung des Portefeuilles III in 10 Portefeuilles
mit je 10 Gesellschaften soll einen ungefähren Überblick
geben über die Verteilung der Mittelwerte und Standard-
abweichungen in Abhängigkeit von der Größe der Einzelgesell-
schaften.

Das arithmetische Mittel der 10 Durchschnittswerte in Tabelle
5-2 beträgt + 37,0 v.H. Eine Gegenüberstellung der einzelnen
Werte macht deutlich, daß hohe Mittelwerte der Kursmeßzahlen
in den Zehn-Gesellschafts-Portefeuilles nicht unbedingt mit
hohen Standardabweichungen korreliert sind, und daß - mit
Ausnahme der Gesellschaften Nr. 81-90 und Nr. 91-100,

welche dem Portefeuille II entstammen - sich keine eindeutige Zuordnung eines hohen Ertrages zu den größeren Einzelgesellschaften durchführen läßt.

Tabelle 5-2: Mittelwerte und Standardabweichungen der Kursmeßzahlen in Portefeuilles mit je 10 Gesellschaften

Portefeuille Nr.	Gesellschaft Nr.	Mittelwerte der Kursmeßzahlen in v.H.	Standardabweichung der Kursmeßzahlen in v.H.
1	1 - 10	+ 53,5	16,8
2	11 - 20	39,5	22,1
3	21 - 30	42,0	23,0
4	31 - 40	38,7	31,8
5	41 - 50	45,4	18,4
6	51 - 60	33,0	27,3
7	61 - 70	37,4	15,5
8	71 - 80	34,0	17,6
9	81 - 90	23,5	27,8
10	91 - 100	23,7	22,3

5.4 Die Auswirkung der Bardividendenausschüttungen auf die Portefeuilleerträge

An dieser Stelle soll die Komponente des Portefeuilleertrages untersucht werden, die sich allein der ausgeschütteten Bardividende zurechnen läßt. Für das Jahresende 1967 waren das bei fast allen ausgewählten Gesellschaften die Dividenden für das Jahr 1966. Hier ist also nicht die nominelle

Bezeichnung der Dividende entscheidend, sondern der Zeitpunkt ihrer Ausschüttung.

Tabelle 5-3: Die im Jahr 1967 ausgeschüttete Bardividende, bezogen auf den ursprünglich investierten Wert der einzelnen Portefeuilles am 31. 12. 1966

Portefeuilles nach Strategie des Wertindex	Wert am 31.12.66 in Mrd. DM	Bardividende		Bardividende in v.H. bei Strategie der Fixinvestition
		in Mrd. DM	v.H.	
I	47,92	2,39	5,0	5,3
II	0,90	0,04	3,9	4,3
III	48,82	2,43	5,0	5,1

An der Dividendenkomponente des Portefeuilleertrages läßt sich noch deutlicher als am Gesamtertrag bei Vergrößerung des Portefeuilles die nivellierende Wirkung der Mittelwertbildung feststellen (s. Abbildung 5-1 und Tabelle 5-1). Bei der Konzeption des Index nach der Börsenkapitalisation - d.h. unter Verwendung der Wertindexformel - unterliegt die Dividendenkomponente sehr geringen Schwankungen. Auch die Addition einer Gesellschaft, die keine Dividende ausschüttet, verringert die Dividendenkomponente nur unwesentlich, z.B. wird sie durch das Einbringen der dividendenlosen Ilseder Hütte in das Portefeuille als 33. Gesellschaft reduziert von 5,39 v.H. auf 5,22 v.H.

5.5 Der Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung

Bei der Ableitung des Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung - AIPI - ist gezeigt worden, daß zwei Parameter des Zufallsportefeuilles von Bedeutung sind, der jährliche Ertragszuwachs und die Standardabweichung der Erträge. Die Relationen zwischen diesen Werten sollen nun mit Hilfe verschiedener großer und unterschiedlich gewichteter Portefeuilles aufgezeigt werden.

Dabei bietet sich als erste Möglichkeit das - starre - Portefeuille IV mit 80 Gesellschaften an; es enthält jene Gesellschaften des Portefeuilles III, die während der gesamten 14 Jahre in unveränderter Form am deutschen Aktienmarkt vorhanden waren. Die Zunahme des Index der Fixinvestition beläuft sich für das Portefeuille IV im Jahr 1967 auf + 39,1 v.H. bei einer Standardabweichung von 25,1 v.H. Verlassen wir die Strategie der fixen Investition in jede Gesellschaft und geben statt dessen nach der Modellvorstellung des AIPI jeder Gesellschaft ein durch den Zufall bestimmtes Gewicht, dann erhalten wir einen Ertrag von + 42,9 v.H. (o.D.) und eine Standardabweichung von 20,1 v.H.

Durch zufällige Entnahme von 20 Gesellschaften aus Portefeuille IV wird ein Portefeuille V gebildet, das der Modellvorstellung des AIPI auch in Bezug auf Anzahl und Auswahl der Gesellschaften noch mehr entspricht. Portefeuille V wird mit vier verschiedenen Gewichtssätzen (s. Abbildung 5-2) versehen und erbrachte für das Jahr 1967 die in Tabelle 5-4 angegebenen Werte.

rel. Gew.
%

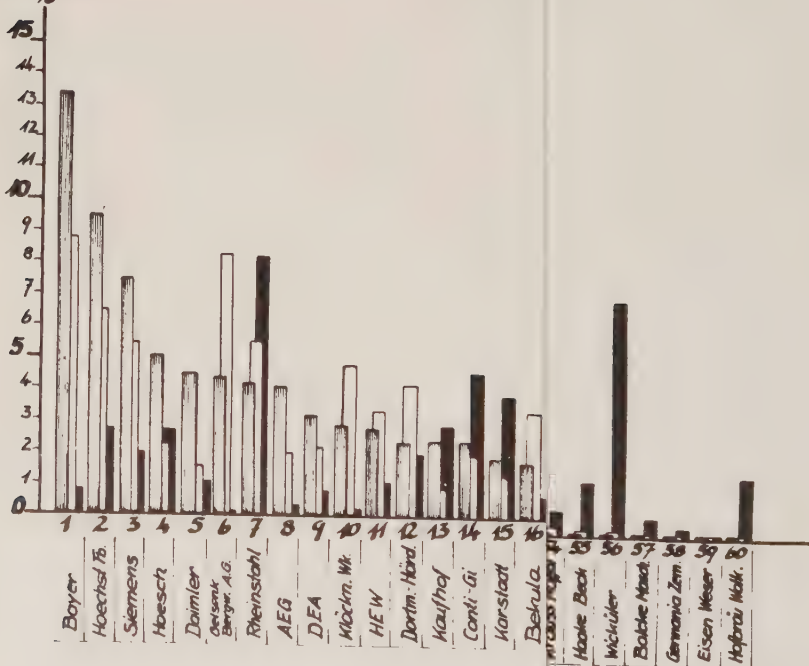


Tabelle 5-4: Ertrag und Standardabweichung des Portefeuilles V (o.D.) in v.H. für das Jahr 1967 in Abhängigkeit von der Gewichtungsart

Gewichtungsart	Ertrag in v.H.	Standard- abweichung in v.H.
Nominalkapital am Jahresende 1967	+ 43,5	22,7
Nominalkapital am Jahresende 1953	40,0	22,5
Gleiche Gewichte (Fixinvestition)	37,2	24,3
Zufallsgewichte (Modell des AIPI)	37,5	23,9

Ein letztes, in diesem Zusammenhang gebildetes Portefeuille VI enthält jene nach dem Konzentrationsprinzip ausgewählten 40 Gesellschaften, die während der gesamten 14 Jahre zu den größten gehörten. Dieses Portefeuille wurde besonders deshalb gebildet, um die Auswirkung der schon in den Kursmeßzahlen berücksichtigten Bardividenden darzustellen.

Tabelle 5-5: Ertrag und Standardabweichung des Portefeuilles VI (m.D.) und (o.D.) für das Jahr 1967 in Abhängigkeit von der Gewichtungsart

Gewichtungsart	Ertrag in v.H.	Standard- abweichung in v.H.
Gleiche Gewichte (m.D.)	+ 50,3	25,4
(o.D.)	45,0	25,6
Zufallsgewichte (m.D.)	51,3	21,7
(o.D.)	46,6	21,7

Offensichtlich ist auch hier die Dividendenkomponente relativ unabhängig von der Art der Gewichtung. Mit 5,3 v.H. und 4,7 v.H. weicht sie nur geringfügig von der des Wertindex (5,0 v.H.) und des Index der Fixinvestition (5,1 v.H.) für 80 Gesellschaften ab. Aus den geringen Unterschieden zwischen den einzelnen Standardabweichungen kann geschlossen werden, daß sich zwar der Mittelwert der Portefeuilleerträge um die Dividendenkomponente vergrößert, deren Verteilung jedoch weitgehend unverändert bleibt.¹⁾ Auch dieses Ergebnis bestärkt uns in der Vermutung, daß die Dividendenkomponente eines jeden Jahres weitgehend unabhängig ist von Umfang und Zusammensetzung der Portefeuilles.

5.6 Der zentrale Grenzwertsatz als theoretische Voraussetzung für die Anwendbarkeit des Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung

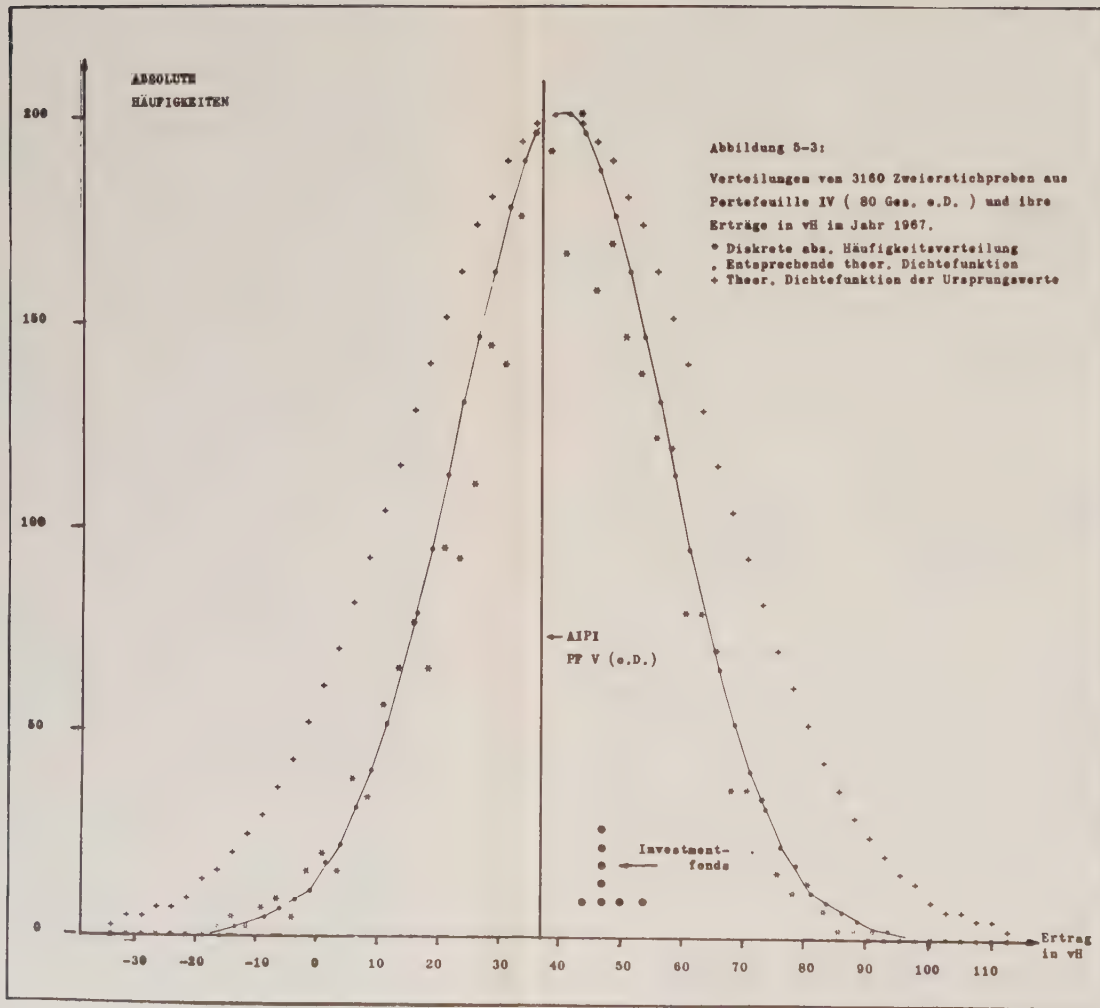
In einem früheren Kapitel dieser Arbeit²⁾ wurde eine annähernde Normalverteilung der Erträge von Zufallsportefeuilles für die Anwendbarkeit des Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung vorausgesetzt. Ob diese Prämisse in der Praxis zutrifft, soll mit Hilfe von Stichproben untersucht werden, die im Umfang von zwei und drei Gesellschaften

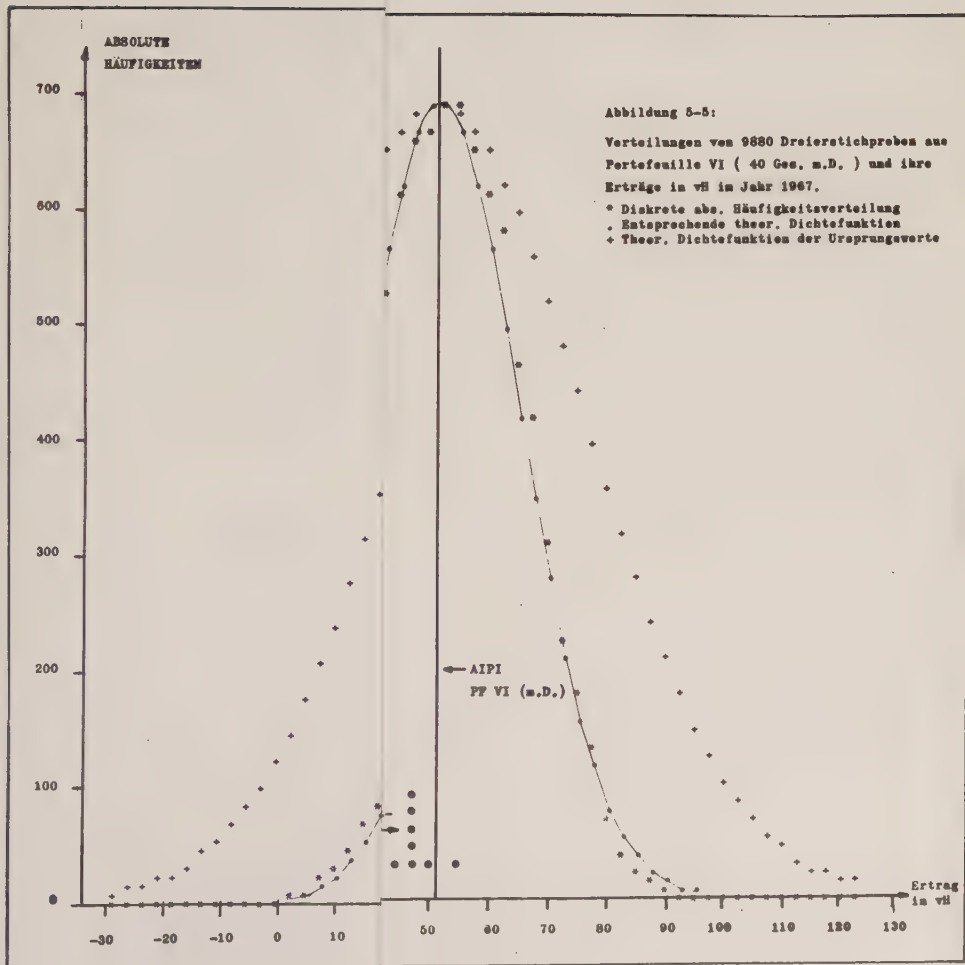
1) Vgl. dazu Abbildungen 5-4 und 5-5.

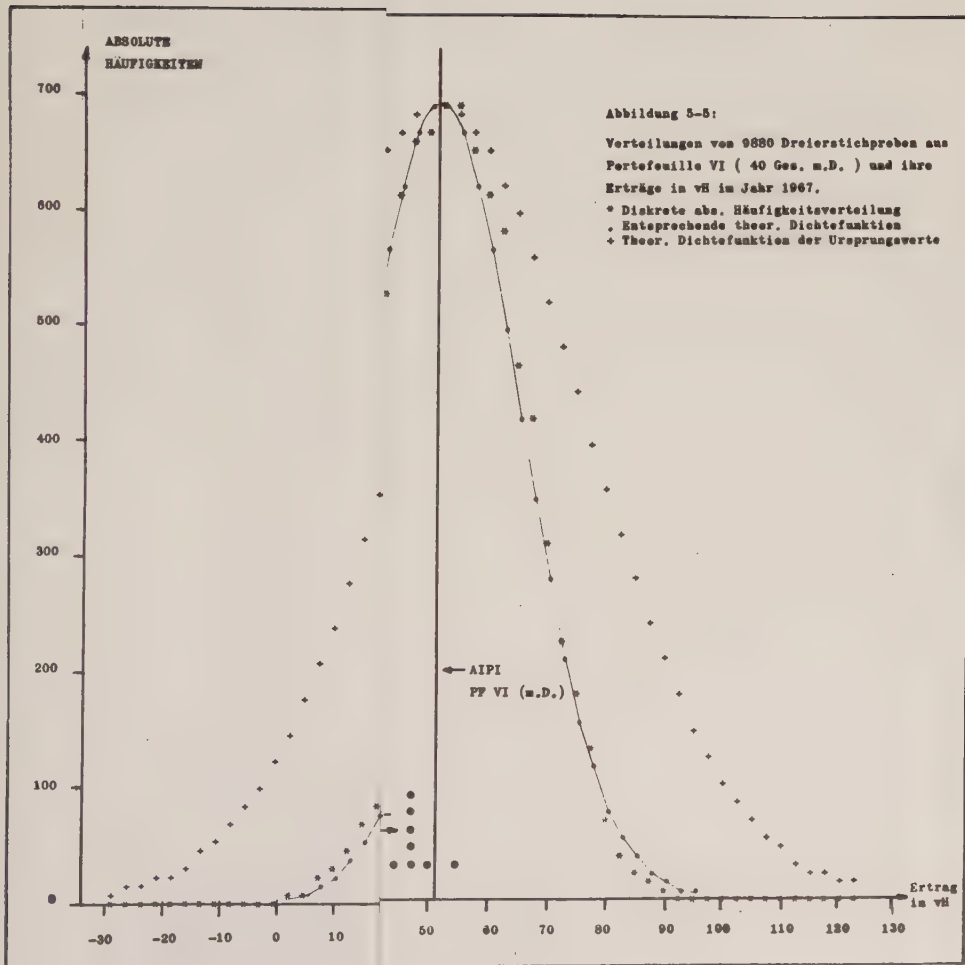
2) Vgl. dazu Abschnitt 4.2 "Die Modellvorstellung des Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung".

aus den Portefeuilles IV (80 Gesellschaften o.D.) und VI (40 Gesellschaften o.D. und m.D.) gezogen werden. Aus den 80 Gesellschaftserträgen des Portefeuilles IV lassen sich $\binom{80}{2} = 3160$ verschiedene Zweierstichproben ohne Zurücklegen ziehen. In Abbildung 5-3 sind die absoluten Häufigkeiten der Stichprobenmittel dargestellt worden (Sternkurve). Die entsprechende, normalverteilte Dichtefunktion mit gleichem Mittel und gleicher Standardabweichung ist die kontinuierliche GAUSS-Kurve (Punktkurve). Die theoretische, normalverteilte Dichtefunktion mit den Parametern der Verteilung der 80 Ursprungswerte ist der besseren Vergleichbarkeit wegen auf das Maximum der beiden anderen Kurven normiert worden (Pluskurve). Die Abbildungen 5-4 und 5-5 zeigen die entsprechenden Verteilungen für die $\binom{40}{3} = 9880$ Dreierstichproben aus Portefeuille VI ohne bzw. mit Dividendenberücksichtigung. Hieraus wird ersichtlich, daß sich die Dreierstichproben bereits wesentlich besser ihrer entsprechenden Normalverteilung annähern.¹⁾ Aus der Gegenüberstellung von Abbildung 5-4 und 5-5 ist zu ersehen, daß die Berücksichtigung der Bardividende fast deckungsgleiche Verteilungen erzeugt, die nur um den Betrag der Dividendenkomponente gegeneinander versetzt sind - hier um 5,1 v.H.

1) Wegen Fehlens eines Plotters wurden die Abbildungen 5-3, 5-4 und 5-5 über den normalen Drucker ausgeschrieben; daher die diskontinuierliche Darstellung.







In Abbildungen 5-3 und 5-4 ist zusätzlich der AIPI von Portefeuille V (60 Gesellschaften o.D.), in Abbildung 5-5 der AIPI von Portefeuille VI (40 Gesellschaften m.D.) eingezeichnet worden. In allen Fällen zeigt sich die zentrale Lage der verschiedenen Indizes der durchschnittlichen Anlageerfahrung, wie auch der acht verwalteten deutschen Investmentfonds (mit ausgefülltem Kreis dargestellt). Die zentrale Lage der Fonds innerhalb der Verteilungen von Zweier- oder Dreierstichproben aus den Gesellschaftserträgen ist für sämtliche Jahre von 1954 bis 1967 gegeben. Weit entfernt von den Größenordnungen, die auf einen signifikanten Unterschied zwischen den Erträgen von Zufallsportefeuilles und den Erträgen der Investmentfonds schließen lassen würden, tauchen für den Statistiker schon anhand dieser Abbildungen berechnete Zweifel am fachmännischen Management der Fonds auf.

Wie aus den Abbildungen 5-3, 5-4 und 5-5 ersichtlich - und nach den Erkenntnissen der Stichprobentheorie nicht anders zu erwarten -, tritt beim Übergang von der Verteilung der Ursprungswerte zu der Verteilung der Stichprobenmittel bei gleichen Mittelwerten eine Verringerung der Streuung ein. Bei dem Portefeuille IV mit 80 Gesellschaften (o.D.) beträgt $\mu = 39,1$ v.H., und die Standardabweichung reduziert sich von $\sigma = 25,1$ v.H. auf $\sigma_x = 17,8$ v.H. Die Werte für das Portefeuille VI (o.D.) lauten $\mu = 44,9$ v.H. und $\sigma = 25,6$ v.H. bzw. $\sigma_x = 14,8$ v.H. für das Portefeuille VI (m.D.) $\mu = 50,3$ v.H. und $\sigma = 25,4$ v.H. bzw. $\sigma_x = 14,7$ v.H.

Aus den oben gewonnenen Erkenntnissen läßt sich schließen, daß bei einer Vergrößerung des Stichprobenumfangs¹⁾ auf 40, 60 oder 80 Gesellschaften aus einer Grundgesamtheit von rund 560 verschiedenen Papieren mit einer sehr guten Approximierung gerechnet werden kann. Außerdem wird sich positiv auswirken, daß die einzelnen Gesellschaftserträge mit Zufallsgewichten versehen und nicht, wie in obigen Beispielen, gleichgewichtet sind.

1) Zum Problem des Stichprobenumfangs in diesem Zusammenhang ist E.KREYSZIG in "Statistische Methoden und ihre Anwendungen", 2., durchgesehene Auflage, Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht, 1967, S. 202, folgender Ansicht:
"Läßt die Stichprobe vermuten, daß die dazugehörige Verteilung nicht allzu unsymmetrisch (gesperrt vom Verfasser) ist, so erhält man für den Mittelwert im allgemeinen befriedigende Ergebnisse, sobald n etwa wenigstens gleich 30 ist, und für die Varianz, wenn n wenigstens etwa gleich 100 ist."

6. Kapitel

DIE ERGEBNISSE DER UNTERSUCHUNG VON 1954 BIS 1967

6.1 Eine optimale Portefeuillegröße bei der Berechnung eines Aktienindex nach der Konzeption der aggregier- ten Börsenkapitalisationen

Wenn eine Vergrößerung des Portefeuilles von einem bestimmten Umfang an ohne nennenswerten Einfluß auf den durchschnittlichen Ertrag des Portefeuilles ist, soll im folgenden von einem optimalen Portefeuille gesprochen werden.¹⁾ Ob und inwieweit unter Verwendung des gesamten Vergleichszeitraumes von 1954 bis 1967 auf diese optimale Portefeuillegröße geschlossen werden kann, soll anhand der Tabelle 6-1 geklärt werden.

Daraus ist zu ersehen:

- a) Die Vergrößerung des Stichprobenumfangs von 40 auf 80 Gesellschaften verändert bei der Konzeption des Wertindex die Portefeuilleerträge nicht wesentlich, im Durchschnitt um - 0,14 v.H. Der größte Unterschied beträgt 3,7 v.H. im Jahr 1954.
- b) Die damit verbundenen Veränderungen der Dividendenkomponenten bewegen sich in noch engeren Grenzen, im Durchschnitt um 0,04 v.H.

¹ Für den Wertindex ist dies in Abschnitt 5.2 "Die Entwicklung des Wertindex in Abhängigkeit von der Anzahl der Gesellschaften im Portefeuille" aufgezeigt worden.

index für die 40 (a) und
 efeuille II (PF II), nach
 c); Index der Fixinvesti-
 nkomponenten. Von 1954

	1964	1965	1966	1967
3	4,6	-14,4	-18,6	45,5
	4,0	-14,7	-17,9	43,2
	3,1	-13,3	-9,6	28,6
	5,8	-17,3	-16,2	40,9
1	6,2	-9,3	-10,9	24,5
	3,4	3,5	4,1	5,2
	3,9	4,1	4,1	5,0
1	2,8	3,0	3,1	3,9
c				
s	3,1	4,0	4,8	3,5
d				
F				
	12,9	11,6	20,8	23,1
	19,3	11,4	16,1	24,0

- c) Die Ertragsraten und die Dividendenkomponenten der 20 zufällig ausgewählten Gesellschaften des Portefeuilles II laufen weitgehend parallel mit denen des Portefeuilles I. Schon dadurch entsteht ein erster Eindruck über die Gleichartigkeit des Kursverhaltens in den einzelnen Jahren.
- d) Die starke Korrelation zwischen den Standardabweichungen der Kursmeßzahlen beider Portefeuilles - besonders ab 1960 - bestärkt diese Vermutung.
- e) In den Jahren mit baissierendem Markt sind die Werte für die Standardabweichungen bei beiden Portefeuilles erheblich geringer, die Gleichartigkeit der individuellen Aktienkursbewegungen ist also größer als in den Jahren eines haussierenden Marktes.

Die Ergebnisse der Jahre 1954 bis 1967 bestärken die für 1967 allein getroffene Feststellung: bei Aktienkurs- oder Anlageindizes, die mit dem Nominalkapital gewichtet sind - gleichgültig, ob nach der Indexformel nach LASPEYRES, PAASCHE oder der Wertindexformel berechnet -, existiert eine optimale Portefeuillegröße. Die ähnliche Größe der Standardabweichungen von Kursmeßzahlen in den einzelnen Jahren lassen den Schluß zu, daß diese Optimalgröße bei rund 80 bis höchstens 100 Gesellschaften liegen dürfte. Da Meßgenauigkeiten von 0,1 v.H. bei der Angabe von Ertragsraten völlig ausreichend sein dürften, sind nominalkapitalgewichtete Gesamtindizes mit mehr als 100 Gesellschaften für den deutschen Aktienmarkt als wenig sinnvoll

anzusehen. Wenn aus irgendwelchen Gründen eine höhere Repräsentationsquote erwünscht wird, dann müssen die einzelnen Gesellschaften mit gleichen oder zufällig ausgewählten Gewichten versehen werden, um die Reagibilität des Maßstabes wieder herzustellen.

6.2. Der Index der Fixinvestition, der durchschnittlichen Anlageerfahrung und die Indizes nach LASPEYRES und PAASCHE

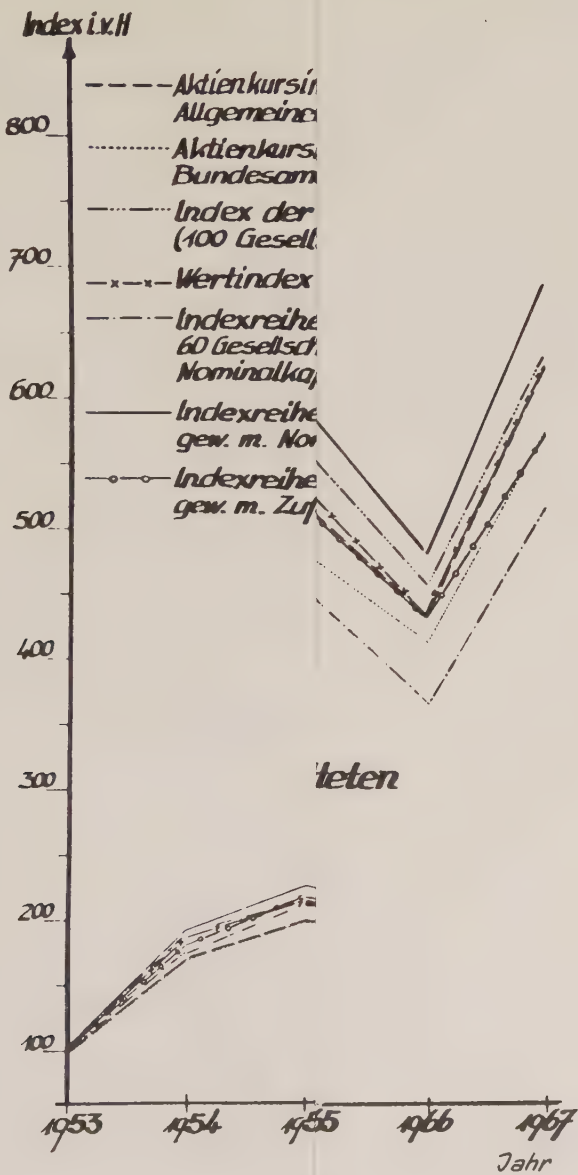
Die in Kapitel 4.1 angeschnittenen Fragen über die verschiedenen Gewichtungsmodalitäten, die Korrelations- und Variationskoeffizienten, die Zusammenhänge zwischen den Indizes nach LASPEYRES, PAASCHE und der Fixinvestition werden deutlich gemacht am Beispiel des Portefeuilles V, das für die gesamten 14 Beobachtungsjahre aus den gleichen 60, zufällig aus Portefeuille IV ausgewählten Gesellschaften besteht. Mit den entsprechenden Gewichten versehen, sind diese 60 Gesellschaften in Abbildung 5-2 aufgezeigt worden.

Tabelle 6-2 zeigt die Teilindizes für die Jahre 1954 bis 1967 bei unterschiedlicher Gewichtung. Sowohl diese Teilindizes als auch die aus ihnen resultierenden angewachsenen Beträge weisen keine großen Unterschiede auf. Die beste Anlageerfahrung hat der Investor gemacht, der sein Portefeuille während der gesamten 14 Jahre in der Zusammensetzung des Berichtsjahres 1967 gehalten hat: seine DM 10.000,-, am Jahres-

ende 1953 investiert, sind bis 1968 auf über DM 68.100,- angewachsen, ohne daß dabei die ausgeschüttete Bardividende berücksichtigt worden wäre. Der Investor mit dem Portefeuille der Basiszeit 1953 hat mit einem angewachsenen Betrag von DM 50.900,- den geringsten Zuwachs erhalten, während die Aktionäre mit dem gleichgewichteten bzw. zufallsgewichteten mit DM 62.800,- bzw. 56.500,- ungefähr in der Mitte liegen (vgl. dazu Abbildung 6-1).

Damit ist auch die von BLEYMÜLLER angeführte Frage nach der möglichen Auseinanderentwicklung von Aktienkursindizes nach der LASPEYRES- und der PAASCHE-Formel - zumindest aus einem Portefeuille - beantwortet.¹⁾ Mit Ausnahme der Jahre 1964 und 1966 liegen alle Teilindizes nach PAASCHE über denen nach LASPEYRES, z.B. um 9,5 v.H. im Jahre 1958. Am Ende der 14 Beobachtungsjahre übertrifft der Index nach PAASCHE den LASPEYRES-Index um 172 v.H. Die in Kapitel 4.1 angedeutete Vermutung hat sich bestätigt: im Gegensatz zum Preisindex für die Lebenshaltung, bei dem die Anwendung der LASPEYRES-Formel ein stärkeres Ansteigen des Index zur Folge hat, übertrifft beim Aktienkursindex die PAASCHE-Formel die Indexreihe nach LASPEYRES. Schon aufgrund dieser Aussage kann festgestellt werden, daß die Preisbewegungen am deutschen Aktienmarkt zwischen 1954 und 1967 positiv korreliert waren mit den Mengenbewegungen.

1) Vgl. dazu Abschnitt 4.1 "Die Auswirkung verschiedener Investmentstrategien auf die Art der mathematischen Formel".



Für die Jahre 1954 und 1967 kann an dieser Stelle die Formel (4.10) für die Auseinanderentwicklung des gewogenen und des ungewogenen arithmetischen Mittels angewendet werden. Das ungewogene arithmetische Mittel der Variablen beträgt für das Jahr 1954 $M' = 177,7$ v.H., der Korrelationskoeffizient zwischen den Variablen und den Gewichten nach LASPEYRES $r_{xg} = 0,25675$. Unter Verwendung der Standardabweichung der Gewichte $\hat{\sigma}_g = 0,01927$ und des durchschnittlichen Gewichtes $\bar{g} = 0,016667$ erhalten wir den Teilindex nach LASPEYRES für 1954 als

$$M = 177,7 + 0,25675 \frac{42,15 \cdot 0,01927}{0,016667} = 190,2.$$

Nach der gleichen Formel erhalten wir für den Teilindex nach PAASCHE im Jahr 1967

$$M = 137,3 + 0,1816 \frac{23,83 \cdot 0,023879}{0,016667} = 143,5,$$

und für den Teilindex des AIPI für 1954

$$M = 177,7 + 0,08617 \frac{42,15 \cdot 0,016978}{0,016667} = 181,4,$$

und damit eine in allen Fällen völlige Übereinstimmung mit den nach der direkten Methode errechneten Werten. Die drei Beispiele beweisen zudem, daß die Richtung der Auseinanderentwicklung ungewogener und gewogener Aktienkursindizes in erster Linie von den Korrelationskoeffizienten nach

Tabelle 6- D.), gewichtet mit dem
CHE), mit gleichen Ge-
1954 bis 1967, in v.H.

Gewichtung art	1963	1964	1965	1966	1967
Laspeyres	09,7	108,8	83,8	81,6	140,0
Paasche	09,8	108,8	85,1	81,3	143,5
Fixinvesti- tion	08,4	105,0	84,7	83,6	137,3
AIPI	07,1	105,9	85,7	80,4	137,5
Standardab- weichung d AIPI	15,1	13,7	11,4	19,4	23,0

BRAVAIS-PEARSON zwischen den Variablen und den entsprechenden Gewichten abhängt.

Wegen des besonderen Interesses sind diese Korrelationskoeffizienten zwischen den Gewichten von 1953 (Nr. 1), den Gewichten von 1967 (Nr. 2), den Zufallsgewichten (Nr. 3) und den Ertragsraten von 1954 bis 1967 (Nr. 4 bis Nr. 17) in Tabelle 6-3 ausführlich dargestellt.

Tabelle 6-3: Die Korrelationskoeffizienten zwischen den relativen Gewichten nach LASPEYRES einerseits und den relativen Gewichten nach PAASCHE, den Zufallsgewichten und den jährlichen Ertragsraten von 1954 bis 1967 andererseits.

Gewichte von 1953 bis 1967	(1) Gewichte von 1953 ¹⁾
(1) Gewichte von 1953 ¹⁾	1,00000
(2) Gewichte von 1967 ²⁾	0,84713
(3) Zufallsgewichte ³⁾	0,06093
(4) Ertragsraten 1954	+ 0,25670
(5) 1955	- 0,28316
(6) 1956	- 0,29465
(7) 1957	- 0,18383
(8) 1958	- 0,19767
(9) 1959	- 0,19095
(10) 1960	- 0,20995
(11) 1961	+ 0,01051
(12) 1962	+ 0,01210
(13) 1963	+ 0,07040
(14) 1964	+ 0,23983
(15) 1965	- 0,06396
(16) 1966	- 0,08646
(17) 1967	+ 0,09990

1) Verwendet bei der Gewichtung nach LASPEYRES.

2) Verwendet bei der Gewichtung nach PAASCHE.

3) Verwendet bei der Gewichtung nach der Modellvorstellung des AIPI.

Tabelle 6-4: Die Kosten nach LASPEYRES (Nr. 1),
 PAASCH'schen Ertragsraten des
 Portefeuille

	1	2	13	14	15	16	17
1	1.00	0.85	0.07	0.24	-0.06	-0.09	0.10
2	0.85	1.00	0.06	0.19	0.02	-0.08	0.18
3	0.06	0.06	-0.08	0.06	0.08	-0.16	0.01
4	0.26	0.27	0.12	0.20	0.02	-0.16	0.32
5	-0.28	-0.11	0.01	-0.30	0.06	-0.06	0.08
6	-0.29	-0.24	-0.07	0.22	0.04	0.17	-0.07
7	-0.18	-0.08	-0.03	0.09	0.16	0.06	-0.01
8	-0.20	0.05	0.11	-0.32	0.13	-0.10	0.09
9	-0.19	-0.00	-0.09	-0.14	-0.15	-0.05	0.13
10	-0.21	-0.04	0.05	-0.48	-0.02	-0.18	0.14
11	0.01	0.03	0.12	-0.07	-0.16	0.16	0.12
12	0.01	0.06	0.01	0.11	0.10	0.01	0.04
13	0.07	0.06	1.00	-0.16	-0.22	-0.04	0.18
14	0.24	0.19	-0.16	1.00	0.02	-0.11	-0.01
15	-0.06	0.02	-0.22	0.02	1.00	-0.29	-0.04
16	-0.09	-0.08	0.04	-0.11	-0.29	1.00	-0.33
17	0.10	0.18	0.18	-0.01	-0.04	-0.33	1.00

Eine Gegenüberstellung der Korrelationskoeffizienten aus Tabelle 6-3 und der Teilindizes nach LASPEYRES aus Tabelle 6-2 zeigt, daß für alle positiven Werte von r_{xg} die Teilindizes nach LASPEYRES über denen der Fixinvestition, für negative Werte von r_{xg} darunter liegen. Besonders interessant ist Spalte 3 in Tabelle 6-4. Die Zufallsgewichte des AIPI zeichnen sich erwartungsgemäß durch die kleinsten absoluten Werte ihrer Korrelationsmaße aus. Deshalb halten sich die Ertragsabweichungen des AIPI vom Index der Fixinvestition in engen Grenzen. Die Unterschiede zwischen den Teilindizes der verschiedenen gewichteten Portefeuilles finden auch eine andere Erklärung. In Jahren mit geringen absoluten Werten für die Standardabweichungen der Kursmeßzahlen liegen auch die Erträge der verschiedenen Portefeuilles nahe beieinander; erst bei weit gestreuten Kursmeßzahlen nimmt der Einfluß der Gewichtung zu.

Am Schluß dieses Abschnitts soll auf die durchschnittlichen Ertragsraten eingegangen werden, die vom 31.12.1953 bis 31.12.1967 von den verschiedenen Portefeuilles erzielt worden waren (s. Abbildung 6-2).

Die jährlichen Ertragsraten bewegen sich demnach in einem Bereich von rund 13 bis 18 v.H., je nachdem, in welches Portefeuille investiert worden ist.¹⁾

1) Völlig utopische Ertragsraten für den fast gleichen Zeitraum wurden dagegen in dem Artikel "Jährlich 26 Prozent" in der Zeitschrift "Der Volkswirt", Nr. 28 (1968), S. 42, veröffentlicht:

"Wer beispielsweise 1954 deutsche Aktien kaufte, konnte - die Entwicklung des Gesamtindex der Aktienkurse zugrunde gelegt - sein Geld (jeweils auf das Basisjahr bezogen) jährlich um rund 26 Prozent vermehren, die ausgezahlten Dividenden noch nicht einmal mitgerechnet."

in v. H.

1300

1200

1100

1000

900

800

700

600

500

400

300

200

100

0

1953 54 55

(o.D.)

Zufallsgewichte —*—

Gleichgewichte —o—

esellschaften —|—

esellschaften|

den größer und
portefeuilles

Dividendenberücksichtigung

Tabelle 6-5: Der angewachsene Betrag, den DM 10.000,-, am 31.12.1953 in verschiedene Portefeuilles investiert, am 31.12.1967 ausgewiesen hätten. Durchschnittliche jährliche Ertragsraten in v.H.

Portefeuilleart	Mit/ohne Dividen- denberück- sichtigung	Angewach- sener Betrag in DM	Durchschnitt- liche Ertrags- rate in v.H.
Index des Statisti- schen Bundesamtes	o.D.	56.600,-	13,2
FAZ-Index	o.D.	61.400,-	13,8
Wertindex PF I	o.D.	61.400,-	13,8
	m.D.	98.200,-	17,7
Wertindex PF II	o.D.	54.000,-	12,8
	m.D.	80.500,-	16,0
Fixinvestition PF I	o.D.	62.500,-	14,0
Fixinvestition PF II	o.D.	59.500,-	13,6
Fixinvestition PF III	o.D.	62.300,-	14,0

6.3 Die Möglichkeit der pauschalen Berücksichtigung der ausgeschütteten Bardividenden

Stellen wir die vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Durchschnittsrenditen - jeweils für Dezember des entsprechenden Jahres - den in dieser Arbeit berechneten Dividendenkomponenten der einzelnen Portefeuilles gegenüber (Tabelle 6-1), dann zeigt sich, daß sich Rückschlüsse von den ersten

auf die zweiten nur bedingt ziehen lassen, obwohl sich beide Merkmalswerte in ihrer absoluten Höhe während der 14 Jahre ungefähr entsprechen. Infolge der andersartigen Berechnungsmethode¹⁾ besitzen die Dividendenkomponenten der Indizes dieser Arbeit die größere Genauigkeit. Die vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Durchschnittsrenditen können höchstens als grobe Schätzwerte in die Berechnung der Anlageerfahrung eingehen, da sie sich nur auf einen einzigen Monat in jedem Jahr beziehen.²⁾

Ein Vergleich der Größenordnung, in denen sich die relativ konstanten jährlichen Dividendenkomponenten mit 2 bis 6 v.H. auf der einen Seite, die variablen Ertragsraten - mit einer Spannweite von ca. + 90 v.H. bis ca. - 25 v.H. - auf der anderen Seite bewegen, könnte dazu verleiten, unabhängig von Jahr und Portefeuillezusammensetzung sämtliche Teilindizes um eine pauschale Dividendenrate von rund 3 v.H. jährlich zu erhöhen. Diese Möglichkeit ist aber nur durchführbar bei relativ kurzen Vergleichszeiträumen und/oder geringen Anforderungen an den Genauigkeitsgrad der Ergebnisse. Über die Auswirkungen der Dividende auf die jährlichen Ertragszuwächse der 40 größten deutschen Aktiengesellschaften von

1) Vgl. dazu Abschnitt 3.2 "Die Problematik der ausgeschütteten Bardividende".

2) Vgl. K. HERPMANN: Loc. cit., 188 - 197.

1954 bis 1967 informiert Tabelle 6-6. Für den gesamten Vergleichszeitraum sind darin die Entwerte für jedes Jahr mit (Zeile 1) und ohne Dividendenberücksichtigung (Zeile 3), die Entwicklung eines am 31.12.1953 angelegten Betrages von DM 10.000,- mit (Zeile 2) und ohne reinvestierte Dividende (Zeile 4) und die entsprechenden jährlichen Zuwachsraten als geometrisches Mittel in v.H. angegeben. Beispielsweise hätte Farben Bayer im Jahr 1967 einen Ertrag von + 53,7 v.H. (m.D.) bzw. + 48,5 v.H. (o.D.) erzielt. DM 10.000,- ursprünglich investiert, wären in den 14 Jahren auf DM 118.944,- (m.D.) bzw. DM 71.902,- (o.D.) angewachsen. Das entspricht einer durchschnittlichen jährlichen Zuwachsrate von 19,35 bzw. 15,13 v.H. und somit einer Dividendenkomponente von 4,22 v.H. (s. Abbildungen 6-3 und 6-4).

6.4 Die parallele Entwicklung der Wertveränderungen einzelner Wertpapiere

Das Spektrum des unterschiedlichen Kursverhaltens der angeführten Wertpapiere ist breit gefächert: DM 10.000,- am Jahresende 1953 in Aktien von Daimler-Benz angelegt, repräsentierten am Ende des Jahres 1967 einen Wert von DM 459.100,-, sofern die ausgeschüttete Dividende am Ende eines jeden Jahres reinvestiert worden ist. Unter den gleichen Bedingungen stellten die Aktien der Ilseder Hütte gerade einen Wert von rund DM 11.700,- dar.

Tabelle 6-6: den deutschen Aktienge-
 jeden Jahres in v.H.
 (Zeile 3). Entwick-
 00,- (Zeilen 2 und 4)

1954	1955	1966	1967	<i>φ jährl. Ertrag in vH</i>
FARBEN BAYER				
207.1	106.8	82.4	153.7	
20.710	22.118	77.387	118.944	19.35
201.6	103.6	78.5	148.5	
20.160	20.886	48.419	71.902	15.13
BASF				
210.4	113.3	90.7	136.1	
21.040	23.838	93.503	127.257	19.92
204.8	109.4	86.0	130.7	
20.480	22.405	55.330	72.316	15.18
HOECHST				
203.8	104.6	92.1	135.3	
20.360	21.317	101.334	137.105	20.56
205.3	101.1	87.5	130.3	
20.530	20.756	59.553	77.598	15.76
SIEMENS				
186.2	132.4	75.5	164.4	
18.620	24.653	77.866	128.011	19.97
180.0	128.5	72.0	159.6	
18.000	23.130	50.746	80.990	16.11

1963	1964	1965	1966	1967	Ø jährl. Ertrag in rH
154.2 6.491	90.0 50.842	89.2 45.351	105.9 48.026	165.0 79.244	15.93
148.9 7.323	85.7 31.986	84.1 26.900	100.0 26.900	159.1 42.798	10.94
77.4 9.524	136.4 26.531	108.0 28.761	62.8 18.062	187.9 33.938	9.12
77.6 3.760	129.9 17.874	102.0 18.231	56.9 10.374	181.0 18.776	4.60
100.4 4.959	99.2 223.159	113.4 253.062	76.6 193.845	155.7 301.817	27.55
98.3 2.378	97.3 167.724	109.3 183.322	73.8 135.291	151.9 205.507	24.10
120.5 0.850	103.3 73.188	84.7 61.990	85.2 52.815	115.6 61.055	13.79
116.6 1.836	100.0 51.836	81.5 42.246	78.9 33.332	110.8 36.932	9.78
104.2 2.860	129.7 55.589	76.9 42.748	59.4 25.392	186.2 47.281	11.74
97.1 6.958	122.3 32.970	72.4 23.870	54.4 12.985	180.0 23.373	6.25

Tabelle

1954/5	1967	Ø jährl. Ertrag in vH
KARST		
150.6	147.8	
15.060	234.413	25.27
144.8	144.3	
14.480	159.903	21.90
BEWAG		
171.8	136.4	
17.180	75.440	15.53
171.7	129.5	
17.170	37.582	9.92
DEGUSSA		
171.4	136.3	
17.140	105.625	18.34
166.6	132.1	
16.660	70.360	14.95
SCHERING		
241.2	186.1	
24.120	228.719	25.05
236.1	181.2	
23.610	141.404	20.83
GLANZSTOF		
135.6	106.4	
13.560	47.446	11.76
130.4	99.3	
13.040	27.867	7.60
ILSEDER H		
132.3	164.2	
13.230	11.704	1.13
128.0	164.9	
12.800	7.852	-1.71

1963	1964	1965	1966	1967	Ø jährl. Ertrag in t/H
1.5	100.3	84.6	86.6	141.5	23.25
535	180.073	152.342	131.928	186.678	
9.3	98.2	82.3	83.4	137.7	20.54
269	144.618	119.021	99.263	136.686	
J.0	128.4	86.4	65.4	142.1	13.22
152	70.815	61.184	40.014	56.860	
4.8	124.9	83.2	61.6	135.9	9.07
750	48.399	40.268	24.805	33.710	
5.2	104.9	63.0	70.6	128.4	14.94
182	122.924	77.442	54.674	70.202	
2.0	101.9	60.0	65.7	122.3	10.96
262	88.920	53.352	35.052	42.869	
9.5	103.7	82.1	78.2	194.0	3.10
873	12.312	10.109	7.905	15.335	
1.9	97.5	82.1	78.1	194.0	0.29
585	8.370	6.872	5.367	10.412	
5.3	79.4	100.0	83.3	147.8	16.01
840	64.981	64.981	54.129	80.003	
2.1	77.6	96.4	79.5	142.8	12.59
950	48.073	46.343	36.842	52.611	

Tabell

	1965	1966	1967	<i>Ø jährl. Ertrag in vH</i>
SALZDE				
182 87.5 75.5 100.0				
18.256.566 42.707 42.707				10.93
175 82.8 69.8 91.8				
17.533.677 23.507 21.579				5.65
BAY HY				
244 87.7 96.6 153.9				
24.441.404 136.654 210.311				24.31
233 83.8 92.0 149.0				
23.393.585 86.098 128.286				19.99
ESCHW				
143 95.2 100.5 132.8				
14.315.475 15.553 20.654				5.32
143 89.0 93.8 125.7				
14.319.698 9.097 11.435				0.96
FELTEN				
171 81.9 77.8 145.4				
17.135.496 27.616 40.154				10.44
161 77.6 72.2 137.7				
16.122.707 16.394 22.575				5.99
DEMAG				
171 68.6 83.6 183.3				
17.142.509 35.537 65.140				14.32
161 65.3 78.5 176.7				
16.128.110 22.067 38.992				10.21

1963	1964	1965	1966	1967	Ø jährl. Ertrag in vH
104.1 04.876	96.8 101.520	104.2 105.784	62.5 66.115	151.6 100.230	17.90
101.4 78.357	94.1 73.734	100.9 74.398	59.3 44.118	146.4 64.589	14.25
95.0 13.211	126.3 16.686	77.5 12.931	115.6 14.949	163.5 24.441	6.59
95.0 9.045	126.3 11.424	69.2 7.905	115.7 9.146	158.3 14.479	2.68
122.8 73.246	109.8 80.424	78.8 63.374	91.4 57.924	175.4 101.598	18.01
120.3 71.641	107.2 76.799	75.9 58.291	86.8 50.596	170.9 86.469	16.66
63.8 39.149	103.1 40.362	95.6 38.587	74.1 28.593	96.5 27.592	7.52
61.6 27.724	99.6 27.613	91.6 25.293	69.1 17.478	91.7 16.027	3.43
108.5 218.234	104.3 227.618	77.3 175.949	106.4 187.209	159.5 298.599	27.46
105.3 149.151	101.2 150.940	74.1 111.847	102.1 114.196	155.5 177.574	22.81

ttliche jährliche Ertragsraten

(1) von 1954 bis 1967

es ursprünglich investierten

5.

gung der ausgeschütteten

Bardividende.

in v. H.

30

25

20

15

10

5

0

Bayer

BASF

Hoechst AG

BMW

VDM

Bayr. Ver. Bk.

Wertindex

mit 100

Gesellsch.

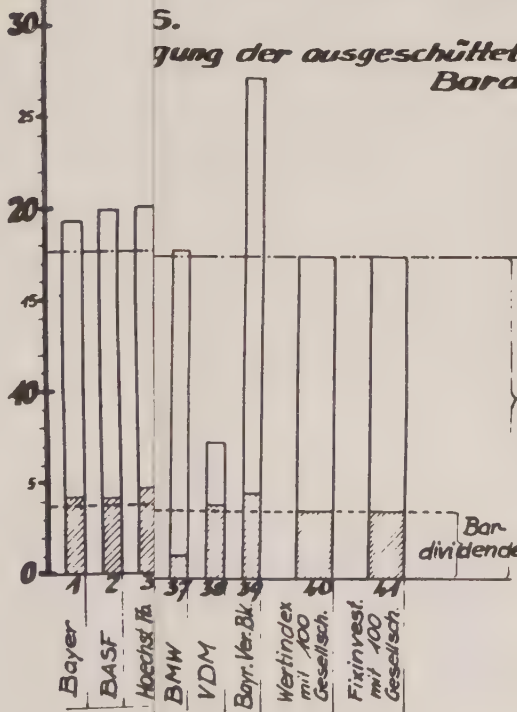
Fixinvest.

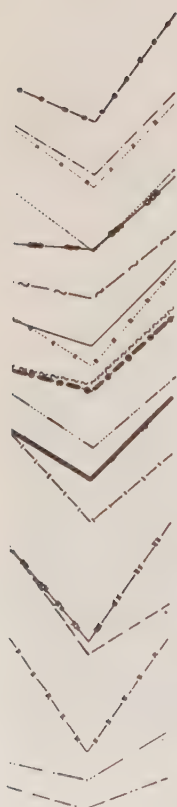
mit 100

Gesellsch.

Ertrag mit
Dividenden-
berücksich-
tigung.

Bar-
dividende





Farben -	o.D. ---
Boyer	m.D. -●-
RWE	o.D. ~~~~
	m.D. -+~
Mannesmann	o.D. ---
	m.D. -+~
Daimler	o.D. ---
	m.D. -●-
Dortmund -	o.D. -+~
Hoerder	m.D. -+~
Kaufhof	o.D. ---
	m.D. -+~
Ilseder	o.D. ---
Hütte	m.D. ---
Bayr. Hypotheken	o.D. ---
und We. Ba.	m.D. -+~
Wertindex Portefeuille	o.D. ---
80 Gesellschaften	m.D. -+~

Abbildung 6-4 :

Die Anlageerfahrung eines Investors,
der zu Beginn des Jahres 1954 DM 10.000,-
in verschiedene Aktien oder Portefeuilles
investierte mit (m.D.) und ohne Berücksich-
tigung der ausgeschütteten und reinves-
tierten Bardividenden (o.D.)

Diese Zahlenangaben über den angewachsenen Betrag am Ende der Periode sahen aber naturgemäß wenig aus über die Parallelität des Wertzuwachses in den einzelnen Jahren. Mit Hilfe des Korrelationskoeffizienten nach BRAVAIS-PEARSON soll deshalb versucht werden, die Enge der Verbundenheit zwischen den Wertveränderungen der einzelnen Papiere, aber auch zwischen den Wertpapieren und verschiedenen Indizes darzustellen.¹⁾ Die stärkste positive Verbundenheit in den Wertentwicklungen zeigen erwartungsgemäß die drei Farben-nachfolger. Der Korrelationskoeffizient zwischen Gesellschaft Nr. 1, Farben Bayer, und Gesellschaft Nr. 2, BASF, liegt bei $r_{1,2} = 0,977$; zwischen Farben Bayer und Gesellschaft Nr. 3, Hoechst, bei $r_{1,3} = 0,972$; zwischen BASF und Hoechst bei $r_{2,3} = 0,988$. Den geringsten Wert mit $r_{13,29} = -0,070$ hat der Korrelationskoeffizient zwischen Deutsche Erdöl und Harpener Bergbau. Da die Wiedergabe der ganzen 44 x 44 Koeffizientenmatrix allein etwas verwirrend wäre, werden in Tabelle 6-7 nur einige herausragende Ergebnisse gezeigt.

Es handelt sich hierbei um die beiden Aktiengesellschaften Farben Bayer und Daimler-Benz, die in Tabelle 6-6 an erster und neunter Stelle stehen, den Wertindex für das Portefeuille I mit 80 Gesellschaften und den Wertindex für das

1) Vgl. dazu beispielsweise D. DURAND: Bank stocks and the analysis of covariance. *Econometrica*, 23 (1955), 30-45.

Tabelle 6-7: Kovaraten (m.D.)
von End II und
den G

DATENSATZ NR. 1

EINGABEDATEN (ZUR KONTROLLE)
107.10 6.80 -7.80

MITTELWERT = 25.44

COVARIANZEN:

1781.89	1647.36	1686.35
1176.57	949.27	1526.37
1119.16	1293.39	705.39
1188.27	1734.20	1375.42

CORRELATIONEN:

1.000	0.977	0.909
0.853	0.491	0.889
0.585	0.813	0.843
0.823	0.919	0.969

DATENSATZ NR. 9

EINGABEDATEN (ZUR KONTROLLE)
93.10 67.30 -20.20

MITTELWERT = 46.11

COVARIANZEN:

2482.63	2274.77	2335.49
1550.59	1482.93	2720.17
859.93	2376.93	910.16
1789.41	2781.79	2129.92

CORRELATIONEN:

0.842	0.816	0.761
0.680	0.464	0.958
0.272	0.903	0.658
0.749	0.891	0.907

Tabelle

DATENSATZ N

EINGABEDATE

92.10 48.20

MITTELWERT

COVARIANZEN

1496.78	1106.19	1472.24
1002.12	579.42	1356.65
1014.49	1698.26	630.09
1088.77	1302.40	1207.19

CORRELATION

0.983	0.781	0.927
0.840	0.628	0.923
0.618	0.977	0.880
0.883	1.000	0.994

DATENSATZ N

EINGABEDATE

64.50 32.50

MITTELWERT

COVARIANZEN

1140.91	785.17	1142.15
772.10	439.31	1136.76
659.77	1321.97	482.78
882.85	1012.90	960.10

CORRELATION

0.933	0.693	0.900
0.815	0.596	0.968
0.505	0.952	0.844
0.890	0.973	0.989

Portefeuille II mit 20 zufällig ausgewählten Gesellschaften. In allen Ertragsraten und Teilindizes ist die Bardividende enthalten. Zusätzlich wurden für jeden Datensatz zur Kontrolle die Ertragsveränderungen von 1954 bis 1967, das arithmetische Mittel, die Varianz und Standardabweichung in v.H. wiedergegeben. Daran anschließend folgen jeweils die 44 Werte für Kovarianzen und die aus ihnen abgeleiteten Korrelationskoeffizienten - von links nach rechts gelesen - zwischen den 40 Gesellschaften aus Tabelle 6-6 und zusätzlich den vier Indexreihen: den Wertindizes für die Portefeuilles I, II, III und den Index der Fixinvestition für Portefeuille III. Bis auf wenige Ausnahmen zeigen die Korrelationskoeffizienten für Farben Bayer größere numerische Werte als die für Daimler-Benz. Aber auch die Daimler-Benz-Aktie zeigt trotz ihrer ungewöhnlichen Wertentwicklung mit $r_{9,41} = 0,873$ zum Wertindex des Portefeuilles I und noch mehr mit $r_{9,42} = 0,933$ zum Wertindex des Portefeuilles II - in welchem sie gar nicht enthalten ist - eine erstaunlich hohe Korrelation. Wenn auch Ausnahmen, wie z.B. Harpener Bergbau, den Gesamteindruck abschwächen, so kann doch festgestellt werden, daß trotz bedeutender Unterschiede im durchschnittlichen Ertragszuwachs der einzelnen Papiere die Korrelationsanalyse das Bild einer weitgehend gleichartigen Wertentwicklung vermittelt. Allerdings darf gerade an dieser Stelle nicht vergessen werden, daß durch die Einteilung in Jahresperioden kurzfristige, spekulative Sonderbewegungen nicht erfaßt werden können.

Das obige Ergebnis stellt in Frage, ob durch die Verteilung des Vermögens auf einige oder viele Papiere eines einzigen Landes - d.h. mit einem rein nationalen Portefeuille - das Risiko der Kapitalanlage noch erheblich gemindert werden kann. Wenn sich alle Aktienkurse annähernd gleich bewegen, ist eine Diversifikation praktisch wertlos.¹⁾ Anscheinend hat sich diese Ansicht in der Fachdiskussion noch nicht durchsetzen können. So schreibt z.B. MARTENS:²⁾

"Der Wert der Anteile vieler deutscher Investmentfonds entwickelt sich immer noch zu sehr mit der Allgemeintendenz an den Wertpapiermärkten. Bisher hat sich kaum ein Fonds mit besonderen Leistungen hervorgetan."

Aus der Sicht der durchschnittlichen Anlageerfahrung interessiert insbesondere die Korrelation zwischen den Wertentwicklungen verschiedener Indexreihen: Index des Statistischen Bundesamtes (a), Wertindex von Portefeuille II (b), III (c) und Index der Fixinvestition von Portefeuille III (d). Diese Korrelationskoeffizienten sind nachstehend wiedergegeben.

	(a)	(b)	(c)	(d)
(a)	1,000	0,984	0,994	0,997
(b)	0,984	1,000	0,973	0,989
(c)	0,994	0,973	1,000	0,994
(d)	0,997	0,989	0,994	1,000

1) Als Ausweg würden sich dann nur noch Investmentfonds mit international gestreutem Portefeuille anbieten.
Vgl. dazu S. BLEY: International mischen. Der Volkswirt, 34 (1968), 26-29.

2) K. MARTENS: Ein Rekordjahr für die deutschen Investmentfonds. Frankfurter Allgemeine Zeitung, Nr. 5 v. 7.1.1969, S. 12.

Die geringste Korrelation zwischen einer Indexreihe und einer Einzelgesellschaft besteht mit einem $r = 0,435$ zwischen dem Paar: Wertindex von Portefeuille II und Harpener Bergbau, d.h., diese beiden Anlagemöglichkeiten weisen den geringsten Grad der Verbundenheit in der Wertentwicklung auf.

Die Zahlenangaben in Tabelle 6-6 legen die Frage nahe, ob der durchschnittliche jährliche Zuwachs eines in eine bestimmte Gesellschaft investierten Vermögens abhängig ist von der Größe der Gesellschaft¹⁾ und ob hohe durchschnittliche Jahreserträge in Verbindung mit großer Streuung der jährlichen Ertragszuwächse auftreten. Mit Hilfe des Rangkoeffizienten nach SPEARMAN-PEARSON soll versucht werden, darauf eine Antwort zu finden. Die durchschnittlichen Ertragsveränderungen bewegen sich zwischen + 1,13 v.H. (Ilse-der Hütte) und + 31,44 v.H. (Daimler-Benz), die Standardabweichungen der Jahreserträge zwischen 19,8 v.H. (Eschweiler Berg) und 70,29 v.H. (Hoesch). Der Rankorrelationskoeffizient zwischen der Größe des Nominalkapitals und dem durchschnittlichen Ertragszuwachs für die 40 Gesellschaften aus Tabelle 6-6 beträgt $r = 0,280$, zwischen der Standardabweichung der Jahreserträge und dem durchschnittlichen Ertragszuwachs $r = 0,496$. Der Zusammenhang zwischen der Standardabweichung der Jahreserträge und dem definitiven Ertragszuwachs wurde noch in einer speziellen Untersuchung über-

1) Vgl. dazu Abbildung 6-3.

Vgl. auch A. SCHYMIK: Löhnen nur Standardwerte? Das große Geschäft mit den kleinen Papieren. Der Volkswirt, 33 (1968), 31-32.

prüft. Aber auch der in einem Festlauf mit 80 Gesellschaften errechnete Korrelationskoeffizient nach SPEARMAN-PEARSON von $r = 0,400$ konnte einem Signifikanztest nicht standhalten. Im Gegensatz zur Beurteilung von Investmentfonds, bei welcher Durchschnittserträgen und ihren Standardabweichungen eine wichtige Rolle zukommen können,¹⁾ scheinen sie, auf einzelne Papiere angewendet, nur eine geringe Aussagefähigkeit zu haben.²⁾

1) Vgl. dazu beispielsweise W.F. SHARPE: Mutual fund performance. Loc. cit., 119-138.

2) Vgl. A.J. ELLIS und S.L. ALLISON: Some factors affecting stock price variability. The Journal of Business, XXXIX (1966), 19-23.

7. Kapitel

DER INDEX DER DURCHSCHNITTlichen ANLAGEERFAHRUNG ALS =====

LEISTUNGSMAßSTAB FÜR VERWALTETE INVESTMENTFONDS =====

7.1 Erträge und Rangordnung der Investmentleistung deutscher Investmentfonds

In der Bundesrepublik existierten am Jahresende 1968 10 Investmentgesellschaften, die zusammen 31 Fonds mit einem Vermögen von DM 6,2 Mrd. verwalteten.¹⁾ Wegen der Beschränkung unserer Untersuchung auf deutsche Aktienwerte können mit dem Index der Anlageerfahrung und den Standardabweichungen der Erträge von Zufallsportefeuilles weder Fonds mit Rentenwerten noch solche mit einem größeren Teil ausländischer Aktien in ihrer Leistung gemessen werden, sondern nur die 8 Investmentfonds, die sich auf deutsche Aktien spezialisiert haben.²⁾ Tabelle 7-1 zeigt die Jahresendwerte dieser Fonds in v.H. mit einbezogenen Barausschüttungen von 1954 bis 1967. Wegen des unterschiedlichen Zeitraums, in welchem die einzelnen Fonds bestehen, hat es wenig Sinn,

1) Vgl. K. MARTENS: Ein Rekordjahr für die deutschen Investmentfonds, Loc. cit., S. 12.

2) Vgl. B. HIDDIG: Vergleich der Fonds seit 1966. Das Wertpapier, 5 (1967), 273.
Vgl. dazu beispielsweise auch H. BERGMANN: Wie lukrativ ist Investmentsparen? Die 24 deutschen Fonds im Erfolgs- und Strukturvergleich. Der Volkswirt, 18 (1964), 2673.
Für amerikanische Investmentgesellschaften vgl. beispielsweise H.S. OBERG: The investment companies: their investments and investors. 1959 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S. 59-62.

Tabelle 7-1: ch der Baraus-
= 100 v.H.

Name des Fonds	19	965	1966	1967
ADIFONDS	x	87,3	88,6	147,7
CONCENTRA	x	88,7	87,7	145,5
DEKAFONDS	x	39,3	87,4	145,3
FONDAK	16	36,6	90,7	145,1
FONDIS	x	39,0	84,7	146,3
INVESTA	x	39,8	89,4	143,0
THESAURUS	x	36,8	84,4	153,6
UNIFONDS	x	39,8	87,7	145,4

1) Quellen: AI
sc Investment-Gesell-
Sc t (Main).
Fc jahr 1968.
Re Frankfurt a.M.
Re esaurus. D.I.T.
De I. Frankfurt/Main.
Un spitzenwerte.

en Anlageerfahrung unter Voraussetzung der
feuilleerträge in v.H. von 1954 bis 1967. Für
Portefeuille V (60 Gesellschaften o.D.)

1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967
4.08	-19.93	-32.42	-5.76	-5.44	-29.69	-47.63	23.49
1.22	-15.13	-28.59	0.18	-0.14	-24.18	-33.90	33.06
2.18	-11.70	-25.84	4.44	3.66	-20.24	-24.07	39.91
1.96	-8.63	-23.39	8.24	7.06	-16.72	-15.29	46.03
0.39	-5.99	-21.28	11.51	9.98	-13.68	-7.73	51.30
3.82	-3.35	-19.17	14.78	12.90	-10.64	-0.17	56.57
3.60	-0.28	-16.72	18.58	16.30	-7.12	8.61	62.69
3.56	3.15	-13.97	22.84	20.10	-3.18	18.44	69.54
4.86	7.95	-10.14	28.78	25.40	2.33	32.17	79.11
4.69	10.87	8.69	13.47	12.03	12.49	31.12	21.69
1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967
2.46	-29.21	-40.70	-12.28	-11.72	-28.94	-44.44	8.09
3.84	-22.94	-35.15	-5.60	-5.67	-23.90	-35.90	18.22
9.50	-18.45	-31.16	-0.82	-1.34	-20.29	-29.79	25.48
1.41	-14.44	-27.61	3.45	2.53	-17.07	-24.33	31.96
1.67	-10.99	-24.55	7.13	5.86	-14.29	-19.63	37.54
1.93	-7.54	-21.49	10.81	9.19	-11.51	-14.93	43.12
3.84	-3.53	-17.93	15.08	13.06	-8.29	-9.47	49.60
7.18	0.96	-13.95	19.86	17.39	-4.68	-3.36	56.86
5.80	7.23	-8.40	26.54	23.44	0.36	5.18	66.99
2.22	14.21	12.60	15.14	13.71	11.43	19.35	22.97

Jahresdurchschnittswerte für verschieden lange Zeitperioden zu berechnen. Diese würden sehr unterschiedlich ausfallen, je nachdem, an welchen Börsenjahren die einzelnen Fonds partizipieren konnten oder nicht. Deshalb ist für deutsche Verhältnisse erst ein Vergleich der einzelnen Jahreserträge aufschlußreich.

Unter Voraussetzung der annähernden Normalverteilung der Erträge von Zufallsportefeuilles wurden die Perzentile dieser Verteilung berechnet und in Tabelle 7-2 dargestellt, sowohl für das Portefeuille VI mit 40 Gesellschaften (m.D.) als auch für das Portefeuille V mit 60 Gesellschaften ohne Dividendenberücksichtigung. Tabelle 7-2 soll dazu benützt werden, die tatsächlich erzielten Erträge der 8 Investmentfonds in eine Rangfolge zu bringen. Nach dem Schema von Kapitel 4.2 sind die Rangziffern in den Tabellen 7-3 und 7-4 aufgeführt.

7.2 Möglichkeiten und Grenzen der Vergleichbarkeit von Aktienkursindizes mit der Entwicklung der Ausgabe- preise von Investmentfonds

Die angegebenen Rangziffern machen deutlich, daß die deutschen Investmentfonds offensichtlich die Wertsteigerungen unseres hypothetischen Zufallsportefeuilles VI, bei dem die ausgeschüttete Bardividende berücksichtigt worden ist, sehr oft nicht erreicht haben; sogar die Wertsteigerungen

Tabelle 7-3: Die RaStand-
ardabw 1967

Name des Fonds	1954	1966	1967
ADIFONDS	x	4	4
CONCENTRA	x	4	3
DEKAFONDS	x	4	3
FONDAK	2	4	3
FONDIS	x	4	4
INVESTA	x	4	3
THESAURUS	x	3	5
UNIFONDS	x	4	6

Tabelle 7 und der Stand-
1954 bis 1967

Name des Fonds	1965	1966	1967
ADIFONDS	5	6	6
CONCENTRA	6	6	6
DEKAFONDS	6	6	6
FONDAK	5	7	6
FONDIS	5	5	6
INVESTA	6	6	5
THESAURUS	5	5	7
UNIFONDS	6	6	6

des Portefeuilles V, bei dem Bardividenden nicht einbezogen worden sind, wurden nur selten übertroffen. Bei genauerer Betrachtung zeigt sich, daß die Fonds in Jahren mit haussierendem Aktienmarkt relativ schlechter abschneiden (z.B. 1958, 1959, 1964 und 1967) als bei baissierender Markttendenz (z.B. 1961, 1962 und 1965), und das, obwohl der größeren Verschiedenartigkeit des Kursverhaltens in haussierenden Jahren durch den Einbau der Standardabweichung von Zufallsportefeuilleerträgen in unseren Maßstab bereits Rechnung getragen worden ist. Das kann aber nur heißen, daß es den Fondsverwaltungen in Zeitabschnitten mit steigenden Aktienkursen und größerer Streuung der einzelnen Kursmeßzahlen seltener gelingt, durch eine doch gerade dann mit Erfolg einsetzbare Diversifizierung durchschnittliche oder überdurchschnittliche Erträge zu erwirtschaften. Auf diesen Tatbestand hat schon OST hingewiesen, allerdings ohne die Standardabweichung der Erträge von Zufallsportefeuilles in die Argumentation einzubeziehen.¹⁾

"Allgemein läßt sich feststellen, daß in Perioden starker steigender Kurse die Investmentzertifikate beträchtlich hinter der Indexsteigerung zurückbleiben... In Baissezeiten erreicht die Wertminderung der Anteilscheine dagegen ... nicht ganz die durchschnittlichen Kursverluste. Teilweise läßt sich diese Erscheinung mit der Barreserve erklären, die jeder Fonds in unterschiedlicher Höhe unterhält (zwischen ca. 4 und 9 v.H. des Fondsvermögens, der Verfasser), und die naturgemäß von Kursschwankungen unberührt bleibt."

1) H.-D. OST: Entwicklung der deutschen Investmentfonds. Anlagepolitik seit 1959. Das Wertpapier, 5 (1967) 272. Vgl. dazu auch I. HOROWITZ: The varying (?) quality of investment trust management. Journal of the American Statistical Association, 58 (1963), 1011-1032.

OST hält diese Begründung selbst nicht für ausreichend, denn, "da die Börsenkurse in den sieben Jahren (von 1960 bis 1967, der Verfasser) per Saldo zurückgegangen sind, hätte eigentlich die Barreserve den Kapitalanlagegesellschaften einen Vorteil gegenüber dem Aktien-Index verschaffen müssen"¹⁾.

Wo die tieferen Gründe für das relativ ungünstige Anlageergebnis der deutschen Investmentfonds auch zu suchen sein mögen, die bisherigen Ergebnisse dieser Arbeit haben gezeigt, daß sie zumindest im Fall des Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung nicht dort liegen, wo sie von den Fondsverwaltungen gern gesehen werden.

Weil es sich hierbei um eine zentrale Frage handelt, soll dazu - stellvertretend - die Ansicht der Allgemeinen Deutschen Investmentgesellschaft (ADIG) wiedergegeben und auf ihre Stichhaltigkeit überprüft werden:²⁾

"Derartige Vergleiche (zwischen Aktienkursindizes und Ausgabe-preisen von Investmentanteilen, der Verfasser) können jedoch nur unter Vorbehalten angestellt werden, und zwar aus folgenden Gründen:

1. Es kommt auf den Index an, der zum Vergleich herangezogen wird. Spezial-Indizes erstrecken sich entweder auf eine Branche oder eine Auswahl von Papieren. Sie sind daher kein Vergleichsmaßstab für breit gestreute Fonds. Dafür kommen nur umfassende Indizes in Betracht, die alle wesentlichen Börsenwerte des betreffenden Anlagelandes enthalten, wie z.B. der Index des Statistischen Bundesamtes.

1) H.-D. OST: Entwicklung der deutschen Investmentfonds. Loc. cit., 273.

2) ADIG Investment: Handbuch 1968. München-Düsseldorf (1968), 21-23.

2. Die Fonds halten Barreserven, um Rücknahmebescheiden erfüllen zu können und die für das Fonds-Management notwendige Liquidität zu besitzen. Diese Barreserve, die dem Index fremd ist, ist im Ausgabepreis anteilig enthalten, nimmt aber an der Kursentwicklung nicht teil.
3. In einem Fonds fallen während der Rechenschaftsperiode Erträge an, die in bar oder in Geldmarktpapieren zur Ausschüttung bereitgehalten werden. Für diese Erträge gilt dasselbe wie für die Barreserve.
4. Die Fonds schütten außer Zinsen und Dividenden Bezugsrechtserlöse und realisierte Kursgewinne aus, die im Durchschnitt die Hälfte der Ausschüttungen ausmachen. Die Ausschüttungen mindern den Ausgabepreis daher doppelt so stark wie die Dividendenabschläge den Index.
5. Bei den Ausschüttungen werden außerdem die Verwaltungskosten erhoben, die zwar nur zwischen 0,2 und 0,3 % des Anlagewertes liegen, den Ausgabepreis gegenüber dem Index um so mehr benachteiligen, je länger der Vergleichszeitraum ist.
6. Um ein zeitgerechtes Mischungsverhältnis der im Fonds enthaltenen Wertpapiere zu erzielen, werden mehr oder weniger umfangreiche Umschichtungen vorgenommen, die den Fonds mit Effektsenzen belasten, die beim Index nicht in Erscheinung treten."

Schon das erste der angeführten Argumente läßt eine bestimmte Tendenz erkennen.¹⁾ Grundsätzlich muß den Fondsverwaltungen der Index genehm sein, der mit relativ geringem Wertzuwachs und/oder großer Wertminderung in den einzelnen Jahren die eigene Investmentleistung in hellem Licht erscheinen und werbewirksam präsentieren läßt.²⁾ Ausnahmsweise trifft dies im Jahr 1967, auf das die Ergebnisse des zitierten ADIG - Berichtes abgestimmt sind, für den Index des Statistischen Bundesamtes zu. Wegen seiner höheren Repräsentationsquote

-
- 1) Vgl. auch E. BRACKER: Breites Investmentsparen. Die deutschen Fonds schnitten gut ab. Sonderbeilage der Süddeutschen Zeitung v. 24.10.1968, S. 11.
 - 2) Vgl. dazu auch R. RÖTTER: Was die deutschen Fonds bieten. - Kein Mangel an Phantasie. Der Volkswirt, 19 (1968), 40 - 42.

und dem schlechteren Anlageergebnis der kleinen Gesellschaften¹⁾ rangiert der Aktienkursindex des Statistischen Bundesamtes im Jahr 1967 mit + 38,5 v.H. Zuwachs unter sämtlichen anderen deutschen Indizes, so z.B. um 5,0 v.H. unter dem der Frankfurter Allgemeinen Zeitung. Mit der zweiten Ausnahme von 1959 weichen die Teilindizes des Statistischen Bundesamtes dagegen in sämtlichen Jahren seit 1954 nur um Bruchteile von Prozenten von den anderen gebräuchlichen Aktienindizes ab, und das, obwohl die ersteren um ein Vielfaches "umfassender" waren als die anderen.

Die unter 2., 3. und 4. dargestellten Erläuterungen der ADIG setzen sich mit Fragen auseinander, die eng mit dem Problem der Berücksichtigung von Bardividendenausschüttungen in den Anlageergebnissen von Indizes zu tun haben. Im Interesse einer objektiven Darstellung wäre dabei aber vorrangig gewesen zu erwähnen, daß bei dem Bruttowertzuwachs von Investmentzertifikaten die Barausschüttungen der Fonds zwar mit einbezogen sind, bei den gebräuchlichen Aktienkursindizes die ausgeschüttete Bardividende dagegen nicht berücksichtigt werden, und dadurch den Fonds ein komparativer Vorteil in Höhe der Dividendenkomponente von jährlich 3 bis 6 v.H. entsteht. Statt dessen wird der Eindruck erweckt, als ob die Ausschüttung von Bezugsrechtserlösen und realisierten Kursgewinnen - beide Komponenten sind sowohl in den gängigen

1) Vgl. dazu Abschnitt 5.2 "Die Entwicklung des Wertindex in Abhängigkeit von der Anzahl der Papiere im Portefeuille".

als auch in unseren Indizes in Rechnung gestellt - den Wertzuwachs der Zertifikate beeinträchtigt und auch daher eine Vergleichbarkeit mit Aktienkursindizes unzumutbar wäre. Diese Ungereimtheiten konnten deshalb entstehen, weil bisher kein deutscher Aktienkursindex existierte, der wegen ausgeschütteter Bardividende berichtigt worden wäre.¹⁾ Geschieht dies jedoch, wie bei unseren Indizes nach der Modellvorstellung; der oben angeführten Hypothese D²⁾, dann zeigt sich eine erstaunliche Parallelität: Die vom Tage der Coupontrennung bis zum Jahresende zinslos gehaltene Bardividende beim Index entspricht im Prinzip den Barreserven der Fonds, nur können diese u.U. einen höheren Prozentsatz ausmachen, dafür werden sie aber als verzinsliche Guthaben oder in Geldmarktpapieren gehalten.

Der unter Punkt 5. angeführte, für längere Vergleichszeiträume als bedeutungsvoll erachtete Einfluß der Verwaltungskosten ist für unsere Untersuchung³⁾ praktisch gegenstandslos, weil wir in erster Linie die Wertveränderungen in einzelnen Jahresabschnitten vergleichen und Ergebnisse für längere Abschnitte nur vereinzelt heranziehen.⁴⁾ Trotzdem

1) Vgl. J. BLEYMÜLLER: Loc. cit., S. 75.

2) Vgl. Abschnitt 3.2 "Die Problematik der ausgeschütteten Bardividende".

3) Immerhin kann die Anlageberatungsgebühr in Höhe von 0,2 bis 0,3 v.H. des Marktwertes eines Portefeuilles bis zu 10 v.H. des Dividenden einkommens eines Fonds ausmachen.

4) Hier wird der Vorteil der Verkettungsmethode ersichtlich.

soll am Beispiel von FONDAK, dem einzigen deutschen Investmentfonds, der den gesamten Vergleichszeitraum von 1954 bis 1967 umfaßt, dieses Problem geklärt werden.

Vom 31.12.1953 bis zum 31.12.1967 wären DM 10.000,-, ursprünglich in FONDAK investiert, auf DM 79.870,- angewachsen. Wenn die Verwaltungskosten nicht einbehalten worden wären, hätte der angewachsene Betrag DM 82.900,- erreicht. Stellen wir diese Ergebnisse der Anlageerfahrung eines Investors gegenüber, welcher in unserem Portefeuille I DM 98.150,-, mit dem Portefeuille des AIPI sogar DM 130.190,- erreicht hätte, dann schlägt der Unterschied der Verwaltungskosten von rund DM 3.000,- bei FONDAK kaum zu Buche.

An dem Vergleich zwischen FONDAK und unseren Indizes kann auch das letzte ADIG - Argument überprüft werden. Ohne Zweifel ist für Fondsverwaltungen das Problem, welche Papiere gekauft oder verkauft werden sollen, eng verwandt mit der Frage des Kaufs - oder Verkaufszeitpunktes, des richtigen "Timing".¹⁾ Aber das "zeitgemäße Mischungsverhältnis der im Fonds enthaltenen Wertpapiere" darf nicht zum Selbstzweck werden. Das bedeutet jedoch, daß die Transaktionen insgesamt einen positiven Saldo über die Effektskosten erbringen und schon dadurch den verwalteten Fonds Vorteile über die im Zeitablauf starren Indizes entstehen müßten. Unsere Vergleiche

1) Vgl. H.-D. SCHULZ und U. WIELSCHNER: Erfolg durch richtiges "Timing". Indikatoren und Trendbeobachtung der Aktienanalyse. Der Volkswirt, 31 (1968), 33-37.

lassen jedoch eher das Gegenteil vermuten. In diesem Zusammenhang wäre noch erwähnenswert, daß der Nettozufluß an Geld bei den Investmentfonds in der Regel dann am größten ist, wenn die Aktienkurse am höchsten sind. Werden diese Mittel dann sofort angelegt, dann betreiben die Fonds ein umgekehrtes "Dollar-Cost-Averaging"¹⁾, was die Leistung verringert.²⁾ Hier muß jedoch auch darauf hingewiesen werden, daß die Fonds durch ihre Satzung gezwungen sein können, eingehende Barbeträge zu investieren, da eine bestimmte Barquote nicht überschritten werden darf.

Zudem ist es zwar zutreffend, daß aus den angeführten Gründen bei fast allen Aktienkursindizes Transaktionskosten nicht berücksichtigt werden und deshalb die Anlageergebnisse der Indizes als zu optimistisch gelten können. Dann hätte aber auch nicht verschwiegen werden dürfen, daß fast alle Investmentfonds zusätzlich zu den jährlichen Verwaltungskosten in Höhe von 0,2 bis 0,3 v.H. noch Verkaufsgebühren erheben, die als Differenz zwischen Ausgabe- und Rücknahmepreisen bei deutschen Zertifikaten in der Regel mit 3 v.H. des Verkaufspreises anfallen.³⁾ In der Tat dürfte es demnach so sein, daß sowohl Index- als auch Fondsergebnisse leicht überhöht sind, wenn sie mit Direktinvestitionen an der Börse verglichen werden.

1) Vgl. H.E. BÜSCHGEN: "Timing" am Aktienmarkt durch Formelanlageplanung. Beiträge zur Aktienanalyse, 1 (1964), 17-36. Vgl. auch F. AMLING: Investments. An Introduction to Analysis and Management. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, Inc., 1965. S. 537-560.

Vgl. auch U. GELZER: Eine empirisch-statistische Untersuchung zum Problem des cost-averaging. Diplomarbeit bei Herrn Prof. Dr. J. BLEYMÜLLER an der Universität Münster, 1968. VI, 61, 14⁴ S.

2) Vgl. H.C. WALLICH: "Fachmännische Anlageberatung". Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen, 15 (1967), 10-14.

3) Bei ausländischen Investmentfonds bis zu 8,5 v.H. Vgl. dazu M. BIRKHOLZ: Sind 8 1/2 Prozent Spesen zuviel? Handelsblatt, Nr. 171 v. 5.9.1968. S. 29.

Häufig wird noch ein Grund angeführt, der die Vergleichbarkeit von Index und Fonds angeblich beeinträchtigt.¹⁾ Dieser Grund tritt nur in Verbindung mit nominalkapitalgewichteten Indizes auf und hängt mit den gesetzlichen Anlagevorschriften zusammen. Nach § 7 Abs. 3 des Gesetzes über Kapitalanlagegesellschaften dürfen die Fonds nur bis zu 5 v.H., ausnahmsweise bis zu 7,5 v.H. des Portfeuillewertes in Papieren derselben Gesellschaft anlegen. So lange die Wertveränderungen von Investmentanteilen mangels besseren Maßstabes mit nominalkapitalgewichteten Aktienindizes verglichen werden mußten, lag der Einwand nahe, daß wegen dieser legalen Restriktionen die besonders wachstumsträchtigen Spitzenwerte in den Fonds unter der Repräsentationsquote des Index vertreten sein müßten, und Vergleiche deshalb zuungunsten der Fonds ausfallen würden.²⁾ Die Gegenüberstellung der verschiedenen gewichteten Indizes mit gleichem Umfang läßt jedoch erkennen, daß auch diese These nicht haltbar ist, da es eben tatsächlich nicht die Indizes der Aktienkurse und der durchschnittlichen Anlageerfahrung sind, die als Standards zu hoch wären, sondern die Ertragsraten der fachmännisch ausge-

1) Vgl. H.-D. OST: Entwicklung der deutschen Investmentfonds. Loc. cit., 273.

Vgl. auch E. BRÜGGEMANN: Gestreutes Risiko, verbesserte Chancen. Der Volkswirt, 19 (1968), 49-51.

2) In diesem Zusammenhang soll darauf hingewiesen sein, daß sich die gesetzlichen Restriktionen ohne große Schwierigkeiten in den Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung einbeziehen lassen. Bei der Begrenzung auf 5 v.H. des Portfeuillewertes als maximale Investitionsrate in die Papiere derselben Gesellschaft würde das bedeuten, daß der Index erst ab einem Umfang von 20 Gesellschaften berechnet werden kann, bei erheblicher Beschneidung des Zufallsspielraumes. Vgl. dazu beispielsweise K.J. COHEN und J.A. POGUE: An empirical evaluation of alternative portfolio-selection models, The Journal of Business, XXXX (1967), 173.

suchten Portefeuilles, welche einem Vergleich oft nicht standhalten.¹⁾ Die Verfeinerung des Vergleichsmaßstabes vom gebräuchlichen nominalkapitalgewichteten Aktienkurs-index ohne Bardividendenberücksichtigung zum zufallsbewichteten Index der durchschnittlichen Anlageerfahrung, bei dem die Dividende in Rechnung gestellt worden ist, wird fraglos die Leistungsunterschiede von Index und Fonds noch stärker herauskristallisieren. Dadurch wird es den Verwaltungen von Investmentfonds nicht einfacher gemacht, Verleichen standzuhalten oder gar für sich zu entscheiden. Ihre bisherigen Erfolge sind jedenfalls nicht dazu anseten, dem Wert und Nutzen fachmännischer Anlageberatung uneingeschränktes Vertrauen entgegen zu bringen. Auch die Bewertung, die ein freier Markt dem Management von Investmentfonds zuteil werden läßt, sollte für diese Einstellung sprechen. Dazu schreibt WALLICH:²⁾

"Eine solche Bewertung kann man ... ablesen an den Preisen der Aktien, der sogenannten closed-end Fonds. Dies sind Fonds, die keine neuen Aktien ausgeben und deren alte Aktien an der Börse behandelt werden. Die Berater dieser Fonds sind häufig die gleichen, welche die open-end Investmentfonds betreuen. Es stellt sich heraus, daß mit wenigen Ausnahmen die Aktien der closed-end Fonds zu einem erheblichen Diskont, oft 20 bis 30 % vom Marktwert des Portfolio notieren. Dieser Diskont, darf man sagen, ist die Bewertung, welche der freie Markt der fachmännischen Anlage zuteil werden läßt ... Natürlich steht es jedem Anleger frei zu glauben,

1) Vgl. I. FRIEND: Romance vs. statistics in the stock market, 1964 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S. 178-185.

2) H.C. WALLICH: Loc. cit., 14.
Vgl. auch A. COWLES, 3rd: Can stock market forecasters forecast? Econometrica, 1 (1933), 309-324.

sein Berater besitze ... ungewöhnliche Kräfte. Warum ein solches Talent seine Zeit dazu verwenden sollte, gleichviel bei welchem Gehalt, für den Anleger zu arbeiten statt für sich selbst, bleibe dahingestellt. Weil der Zufall immer dem einen oder dem anderen eine Zeitlang ungewöhnliche Erfolge zuschanzt, wird der Glaube an die Effektenberatung immer an der einen oder anderen Stelle Nahrung finden."

Die Tatsache, daß die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung für die Kapitalanlagegesellschaften nicht sehr vorteilhaft ausgefallen sind, darf nicht dazu verleiten, die Existenzberechtigung der Fonds in Frage zu stellen. Zweifellos wird in der Bundesrepublik die Bedeutung des Investmentsparens noch weiter zunehmen.¹⁾

Fraglich wird jedoch sein, ob die hier entwickelten Erkenntnisse in der Lage sind, die Werbe- und Verkaufsargumente der Kapitalanlagegesellschaften zu beeinflussen und dazu beitragen können, einen objektiven Leistungsmaßstab für Investmentfonds einzuführen. Wahrscheinlich werden die Fonds weiterhin mit ihren überdurchschnittlichen Ergebnissen²⁾ argumentieren, indem sie Aktienkursindizes aufzufinden versuchen, die unter ihren Leistungsdaten liegen. Zum Schluß sei nochmals WALLICH zitiert, dessen Ausführungen das Problem wohl

1) Vgl. John P. CHASE und seine Anlagenphilosophie. Frankfurter Allgemeine Zeitung, Nr. 295 v. 19.12.1968, S. 14.

2) Am Rande sei erwähnt, daß diese Ergebnisse auch noch mit dubiosen Mitteln aufgebessert werden können. So schreibt z.B. die Frankfurter Allgemeine Zeitung, Nr. 73 v. 27.3.1969, S. 13 in dem Artikel "Kurs-Friseure":

"In New York sollen nun im Eifer des Gefechts einige internationale Fonds versucht haben, Aktien, die sie in ihrem Portefeuille haben, kurz vor dem Quartalsende durch gezielte Käufe 'hochzuziehen'. Auf diese Weise wollen die Fonds mit guten Ergebnissen glänzen. Auf dem deutschen Börsenparkett gibt es ebenfalls Stimmen, die behaupten, solche 'Kurs-Friseure' seien auch bei uns am Werk. Bestimmte Fonds, die Aktien kleinerer Unternehmen in ihrem Bestand hätten, würden die Kurse systematisch beeinflussen."

am besten treffen:¹⁾

"Häufig wird der Versuch, die neuen Erkenntnisse zu widerlegen, in der Form gemacht, daß auf überdurchschnittliche Erfolge eines Fonds oder einer Beraterfirma hingewiesen wird. Das ist naiv. Der Durchschnitt ist das Mittel der Abweichungen nach beiden Seiten. Jedem durchschnittlichen Investitionsergebnis kann also selbstverständlich eine Reihe von besseren Ergebnissen gegenübergestellt werden, ebenso wie eine Reihe von unterdurchschnittlichen. Um ihren Beweis schlüssig zu machen, müßten die Erzieler überdurchschnittlicher Resultate nachweisen, daß es sich nicht um Zufallsergebnisse handelt, wie die neue Theorie behauptet. Nur dann könnten diese Resultate als Ergebnis überlegener Effektenanalyse hingestellt werden. Unterdurchschnittliche Resultate würden sich dann als Resultat besonderer Ungeschicklichkeit ausweisen, anstatt, wie die Theorie behauptet, als ebenfalls zufällige Abweichung vom Durchschnitt. Über- und unterdurchschnittliche Portfolios ergeben sich aber auch, wenn man blind mit dem Bleistift tippt. Ihre Existenz beweist also zunächst nichts."

1) H.C. WALLICH: Loc. cit., 10.

LITERATURHINWEISE

=====

1. Bücher:

- AKLING, F.: Investments. An Introduction to Analysis and Management. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, Inc., 1965. XX, 650 S.
- BLEYMÜLLER, J.: Theorie und Technik der Aktienkursindizes. Wiesbaden: Betriebswirtschaftlicher Verlag Dr. Th. Gabler, 1966, 154 S.
- BROWN, J.R.: Reliability of Chained Indexes. Diss. University of Alabama, 1963. 65 S.
- COHEN, J.B. und E.D. ZINBARG: Investment Analysis and Portfolio Management. Homewood, Illinois: Richard D. Irwin, Inc., 1967. XI, 792 S.
- COWLES, A. 3rd and Associates: Common-Stock Indexes (Cowles Commission for Research in Economics, Monograph No. 3). Second Edition, Bloomington (Indiana): Principia Press, Inc., 1939. XII, 499 S.
- DONNER, O.: Die Kursbildung am Aktienmarkt. Grundlagen zur Konjunkturbewegung an den Effektenmärkten (Vierteljahreshefte zur Konjunkturforschung, Sonderheft 36). Hamburg: Hanseatische Verlagsanstalt, 1934. 110 S.
- DÜLFER, E.: Die Aktienunternehmung. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht, 1962. 266 S.
- FISHER, I.: The Making of Index Numbers. A Study of their Varieties, Tests and Reliability. Third Edition. Boston & New York: Houghton Mifflin Com., 1927. XXXIII, 538 S.
- GRAHAM, B., D.L. DODD und S. COTTLE: Security Analysis, Principles and Technique. Fourth Edition. New York/San Francisco/Toronto/London: McGraw-Hill Book Company, Inc., 1962. X, 778 S.
- HINTNER, O.: Wertpapierbörsen (Die Wirtschaftswissenschaften, Reihe A: Betriebswirtschaftslehre, Beitrag Nr. 31). Wiesbaden: Betriebswirtschaftlicher Verlag Dr. Th. Gabler, 1961. 142 S.
- KREYSZIG, E.: Statistische Methoden und ihre Anwendungen. 2., durchgesehene Auflage. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht, 1967. 422 S.

MARKOWITZ, H.M.: Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1959. XI, 344 S.

MARTENS, K.: Die richtige Anlagenmischung. München: Verlag Moderne Industrie, 1968. 123 S.

SCHLAG, H.W.: Aktien als Vermögensanlage. Frankfurt am Main: Fritz Knapp Verlag, 1959. 172 S.

SCHLEMBACH, H.: Die Bewertung von Aktien. München: Verlag Moderne Industrie, 1968. 250 S.

WALLIS, W.A. und H.V. ROBERTS: Die Methoden der Statistik. Zweite Auflage. Freiburg i. Br.: Rudolf Haufe Verlag, 1962. XXII, 574 S.

2. Aufsätze und Artikel:

Aktienindizes in Westdeutschland. Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen, 12 (1959), 282-283.

ALLEN, R.G.D.: Price index numbers. Revue de l'Institut International de Statistique, 31 (1963), 286-288.

Anlageberatung in der Schweiz. Handelsblatt, Nr. 171 v. 5.9.1968. S. 24.

BERGMANN, H.: Der Wunschtraum vom idealen Aktien-Index. Was Indizes aussagen und was sie nicht aussagen können. Der Volkswirt, 16 (1962), 321-322.

BERGMANN, H.: Wie lukrativ ist das Investmentsparen? Die 24 deutschen Fonds im Erfolgs- und Strukturvergleich. Der Volkswirt, 18 (1964), 494-496.

Bezugsrechte sind kein Geschenk. Aktionäre müssen rechnen können. Der Volkswirt, 29 (1968), 33-35.

BIRKHOLZ, M.: Sind 8 1/2 Prozent Spesen zuviel? Handelsblatt, Nr. 171 v. 5.9.1968. S. 29.

BLEY, S.: International mischen. Der Volkswirt, 34 (1968), 28-29.

BLEYMÜLLER, J.: Meist unter der Parität gehandelt. Der Volkswirt, 18 (1964), 2537.

BRACKER, E.: Breiteres Investmentsparen. Die deutschen Fonds schnitten gut ab. Sonderbeilage der Süddeutschen Zeitung vom 24.10.1968. S. 11.

- BRÜGGEMANN, E.: Gestreutes Risiko, verbesserte Chancen.
Der Volkswirt, 19 (1968), 49-51.
- BÜSCHIGEN, H.E.: "Timing" am Aktienmarkt durch Formelanlage-
planung. Beiträge zur Aktienanalyse, 1 (1964), 17-36.
- CLAUSSEN, C.P.: Ertrags- oder Renditendenken am Aktienmarkt.
Beiträge zur Aktienanalyse, 3 (1965), 27- 32.
- COHEN, K.J. und B.P. FITCH: The average investment performance
index. Management Science, Series B, XII, No. 6 (1966),
B-195 - B-215.
- COHEN, K.J. und J.A. POGUE: An empirical evaluation of alter-
native portfolio-selection models. The Journal of Busi-
ness, XXXX (1967), 166-193.
- COMER, H.D.: The price indexes as a guide in determining stock
market trend. The Commercial and Financial Chronicle,
New York, Nr. 5114 v. 8.5.1952, S. 3 und 28-29.
- COMBES, A. 3rd: Can stock market forecasters forecast? Eco-
nometrica, 1 (1933), 309-324.
- CROCKETT, J. und I. FRIEND: Characteristics of stock owner-
ship, 1963 Proceedings of the Business and Economic Sta-
tistics Section of American Statistical Association.
S. 146-148.
- Daimler Aktie war 1968 Favorit. Frankfurter Allgemeine Zeitung,
Nr. 1 v. 2.1.1969, S. 14.
- DURAND, D.: Bank stocks and the analysis of covariance. Eco-
nomica, 23 (1955), 30-45.
- FISHER, L.: An algorithm for finding exact rates of return.
The Journal of Business, XXXIX (1966), 111-118.
- FISHER, L.: Outcomes for "random" investments in common
stocks listed on the New York Stock Exchange. The Jour-
nal of Business, XXXVIII (1965), 149-161.
- FISHER, L.: Return to investment in different industries: a
look at investment-performance and price indexes of
common stocks listed on the New York Stock Exchange for
twenty-nine industries. 166 Proceedings of the Business
and Economic Statistics Section of the American Stati-
stical Association. Washington (D.C.): American Stati-
stical Association. S. 52-58.

- FISHER, L.: Some new stock-market indexes. The Journal of Business, XXXIX (1966), 191-218.
- FISHER, L.: Use of electronic computers in the quality control of financial data. 1963 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S. 169-171.
- FISHER, L. und J.H. LORIE: Rates of return on investments in common stocks. The Journal of Business, XXXVII (1964), 1-21.
- FRANKEN, P.: Wünsche an den Gesetzgeber. Aktiensparer sollen steuerlich nicht benachteiligt bleiben. Sonderbeilage der Süddeutschen Zeitung vom 24.10.1968. S. 12.
- FRIEND, I.: Romance vs. statistics in the stock market. 1964 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S. 178-185.
- FRIEND, I. und M. PUCKETT: Dividends and stock prices. American Economic Review, 9 (1964), 656-682.
- FRIEND, I. und J. deCANI: Stock market experience of different investor groups. 1966 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): S. 44-51.
- FRISH, R.: Annual survey of general economic theory: the problem of index numbers. Econometrica, 4 (1936), 1-38.
- Für eine halbe Milliarde amerikanische Investmentzertifikate. Frankfurter Allgemeine Zeitung, Nr. 289 v. 13.12.1967. S. 16.
- FÜRST, G.: Zur Wahl des Basisjahres 1958 für Indexberechnungen. Wirtschaft und Statistik, 1961, 7-10.
- FÜRST, G.: Zur Wahl eines einheitlichen Basiszeitraumes für Indexberechnungen. Wirtschaft und Statistik, 3 N.F. (1951), 138-142.
- HAYCOCKS, H.W. und J. PLYMEN: The design, application and future development of the 'Financial Times' actuaries index. The Journal of the Institute of Actuaries, Vol. 90, Part IV, Nr. 387 (1964), 267-324.
- HEINS, A.J. und S.L. ALLISON: Some factors affecting stock price variability. The Journal of Business, XXXIX (1966), 19-23.

- HENZEL, H.: Dem Wertpapier Vertrauen gewonnen. Handelsblatt, Nr. 203 v. 21.10.1968. S. 20.
- HERRMANN, K.: Die Statistik der Börsenwerte der Aktien. Kursdurchschnitte - Rendite - Indexziffer der Aktienkurse. Wirtschaft und Statistik, 8 N.F. (1956), 188 - 197.
- HIDDING, B.: Vergleich der Fonds seit 1966. Das Wertpapier, 5 (1967), S. 273.
- HIELSCHER, U., H.-D. SCHULZ und E. CLUSS: Gewinne bestimmen das Kursniveau. Der Volkswirt, 29 (1966), 1393-1395.
- HOFMANN, A.: Ein Stiefkind der Auslandfonds. Handelsblatt, Nr. 171 v. 5.9.1968. S. 25.
- HOROWITZ, I.: The "reward-to-variability" ratio and mutual fund performance. The Journal of Business, XXXIX (1966), 485-488.
- HOROWITZ, I.: The varying (?) quality of investment trust management. Journal of the American Statistical Association, Vol. 58, No. 304 (1963), 1011-1032.
- Jährlich 26 Prozent. Der Volkswirt, 28 (1968), 42.
- John P. CHALE und seine Anlagenphilosophie. Frankfurter Allgemeine Zeitung, Nr. 295 v. 19.12.1968. S. 14.
- KIESSIG, V.: Ausländische Investmentfonds disponieren um. Sonderbeilage der Süddeutschen Zeitung vom 24.10.1968. S. 18.
- KÖLLER, H.: Umgang mit Aktien. Langfristige Anlageziele dominieren. Der Volkswirt, 28 (1968), 37-42.
- Kurs-Priseure. Frankfurter Allgemeine Zeitung, Nr. 73 v. 27.3.1969. S. 13.
- MARTENS, K.: Ein Rekordjahr für die deutschen Investmentfonds. Frankfurter Allgemeine Zeitung, Nr. 5 v. 7.1.1969, S. 12.
- McINTYRE, F.: Wholesale price indexes. Journal of the American Statistical Association, 36 (1941), 185-190
- MECKLENBURG, G.: Kapitalverwässerung, Kurs- und Ertragsbereinigung. Das Wertpapier, 1 (1966), 6-9, und 2 (1966), 66-69.

- OBBERG, H.S.: The investment companies. Their investments and investors. 1959 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S. 59-62.
- OST, H.-D.: Entwicklung der deutschen Investmentfonds. Anlagespolitik seit 1959. Das Wertpapier, 5 (1967), 272-273.
- OST, H.-D.: Publizität der Börsenumsätze zeigt Ergebnisse. Das Wertpapier, 6 (1964), 443-446.
- PÖHL, K.-O.: Chancen für den Volkskapitalismus? Sonderbeilage der Süddeutschen Zeitung vom 24.10.1968. S. 6.
- REINEMER, K.: Aktienkursbewegungen - betrachtet nach der "technischen Analyse". Beiträge zur Aktienanalyse, 5 (1967), 35-42.
- ROTTER, R.: Was die deutschen Fonds bieten. - Kein Mantel an Phantasie. Der Volkswirt, 19 (1968), 40-42.
- ROY, A.D.: Safety first and the holding of assets. Econometrica, XX (1952), 431-449.
- RUPPERT, W.: Über die Rendite von Aktien und Anleihen. Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 9 (1968), 701-712.
- SAWHILL, J.C.: A chain index versus a fixed-base index for measuring changes in the cost of living. 1964 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S.234-240.
- SCHULTE, F.: 10 Jahre deutsches Investmentsparen. Leistungen der Fonds. Das Wertpapier, 9 (1960), 737-740.
- SCHULZ, H.-D.: Nur wenig Grundkapital fluktuiert. Der Volkswirt, 31 (1966), 1532-1533.
- SCHULZ, H.-D. und U. HIELSCHER: Erfolg durch richtiges "Timing". Indikatoren und Trendbeobachtung der Aktienanalyse. Der Volkswirt, 31 (1968), 33-37.
- SOHYMIK, A.: Löhnen nur Standardwerte? Das große Geschäft mit den kleinen Papieren. Der Volkswirt, 33 (1968), 31-32.
- SHARPE, W.F.: Mutual fund performance. The Journal of Business, XXXIX (1966), 119-138.
- SHARPE, W.F.: Risk-aversion in the stock market. Some empirical evidence. The Journal of Finance, 20 (1965), 416-422.

- SIEBERT, G.: Schützen Aktien vor Geldentwertung? Beiträge zur Aktienanalyse, 5 (1967), 43-44.
- SPELLERBERG, R. und R. SCHNEIDER: Neuberechnung des Index der Aktienkurse. Index des börsennotierten Aktienkapitals. Wirtschaft und Statistik, 6 (1967), 341-346.
- STAEGMEYR, E.: Mehr Geld durch Geld. Sonderbeilage der Süddeutschen Zeitung vom 24.10.1968. S. 1.
- STEINBERG, H.: Wenig Glück mit Auslands-Aktien. Die Zeit, Nr. 12 v. 21.3.1968. S. 52.
- Steuerkurse 1968. Frankfurter Allgemeine Zeitung, Nr. 1 v. 2.1.1969. S. 13.
- STORER, R.W.: A critical evaluation of stock market indexes. With discussion. 1959 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Washington (D.C.): American Statistical Association. S. 27-50.
- STÜTZER, R.: Aspekte der Anlageberatung. Beiträge zur Aktienanalyse, 6(1967), 21-28.
- "Synthese zwischen Ertrags- und Renditedenken" in der Diskussion. Das Wertpapier, 8 (1965), 768-769.
- SZELISKI, V.S.; von: The statistical analysis of stock prices. Econometrica, 3 (1935), 435-455.
- WALLICH, H.C.: "Fachmännische Anlageberatung". Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen, 15 (1967), 708-712.
- WEISMANN, A.: Die Bewertung von Aktien. Beiträge zur Aktienanalyse, 1 (1964), 9-15.
- WOLFSTURM, P.: Wachstum ist entscheidend - nicht Rendite. Das Wertpapier, 6 (1965), 256-261.
- WORMER, H.: Die Misere am Aktienmarkt. Der Volkswirt, 7 (1953), 18-21.

3. Broschüren, Informationsschriften usw.

- ADIG Handbuch 1968. München-Düsseldorf: ADIG Allgemeine Deutsche Investmentgesellschaft mbH. 1968. 133 S.
- Bankhaus I. D. Herstatt KGaA: Kapitalanlage-Studien 2. Herstatt-Börseninstrumentarium. Köln: 1965. 22 S.
- Börsen- und Wirtschaftshandbuch 1954.

BRAUN, K.: Die Entwicklung des Eigentums am Kapital der deutschen Aktiengesellschaften seit 1930, aufgegliedert in Gewerbegruppen, unter Berücksichtigung des Auslandes und der öffentlichen Hand. Diplomarbeit bei Herrn Professor Dr. E. FELS an der Universität München, 1965. 72 S.

GELZER, U.: Eine empirisch-statistische Untersuchung zum Problem des Cost-Averaging. Diplomarbeit am Institut für Wirtschafts- und Sozialstatistik an der Universität Münster, 1968. 61, XIV S.

Rechenschaftsbericht. Geschäftsjahr 1968. Fonds für Standard-Aktien CONCENTRA. Frankfurt am Main: Deutscher Investment-Trust. 1969. 19 S.

Rechenschaftsbericht 1968. Dekafonds, Arideka, Geodeka, Frankfurt/Main: Deutsche Kapitalanlagegesellschaft m.b.H. 1969. 42 S.

Rechenschaftsberichte zum 30. September 1968. Investa, Intervest, Akkumula, Inrenta. Frankfurt/Main: Deutsche Gesellschaft für Wertpapiersparen m.b.H. 1968. 63 S. Dazu schriftliche Auskunft der Deutschen Gesellschaft für Wertpapiersparen m.b.H. vom 27. Februar 1969/ Mü.

Rechenschaftsbericht. Geschäftsjahr 1968. Aktien-Wachstumsfonds THESAURUS. Frankfurt am Main: Deutscher Investment-Trust. 1969. 15 S.

4. Laufende Veröffentlichungen:

Börsen- und Wirtschaftshandbuch 1954 bis 1968. 91. bis 105. Jahrgang des Börsen- und Wirtschaftskalenders der Frankfurter Zeitung. Frankfurt a. Main: Verlagshaus Frankfurter Societäts-Druckerei.

Börsen-Zeitung. Zeitung für Geld- und Kapitalverkehr. Kurszettel sämtlicher Wertpapiere der deutschen Börsen. Frankfurt/ Main.

Das Börsenbild. Deutsche Bank. Düsseldorf, Frankfurt a. Main, Hamburg.

Handbuch der deutschen Aktiengesellschaften. Das Spezialarchiv der deutschen Wirtschaft. Darmstadt: Verlag Hoppenstedt & Co.

Kapitalmarkt und Börse. Dresdner Bank. Düsseldorf, Frankfurt a.M., Hamburg.

Monatsberichte der Deutschen Bundesbank. Frankfurt am Main.

Rund um die Börse. Commerzbank Aktiengesellschaft. Frankfurt (Main).

Wegweiser durch deutsche Aktiengesellschaften. Bayerische Hypotheken- und Wechselbank. München.

Wirtschaft und Statistik. Hrsg.: Statistisches Bundesamt (Wiesbaden), Stuttgart und Mainz.

Lebenslauf

Als Sohn des selbständigen Kaufmanns Hugo Hornung und seiner Ehefrau Maria, geb. Fetzner wurde ich am 6. August 1940 in Giengen an der Brenz geboren.

Von 1946 bis 1951 besuchte ich die Volksschule in Sontheim an der Brenz und anschließend bis zum Abitur im Jahr 1960 das Gymnasium in Giengen. Nach einem technischen und kaufmännischen Praktikum studierte ich an der Technischen Hochschule Stuttgart für ein Semester Elektrotechnik, dann an den Universitäten München und Erlangen-Nürnberg Betriebswirtschaftslehre bis zum Diplom-Examen im Mai 1966. Daran schloß sich das Promotionsstudium an der Universität Münster an.

Seit August 1967 bin ich verheiratet mit Monica Hornung, geb. Langbehn. Im April 1969 wurde unsere Tochter geboren.

